الاحصاء النربوي

نطبيقائ باسنخداه الرزم الاحصائية للعلوم الاجنهاعية

> الدكتور عايش موسى غرايبة

الأستاذ الدكتور عبدالله فلاح المنيزل كلية العلوم التربوية - الجامعة الأردنية

الفهرس

9	تقديم
ية الاحصاء	الفصل الأول : مدخل الى دراس
12	
13	1: 2 المتغيرات وانواعها.
16	
18	
عها	1:4:1 العينات وانواء
25	1 : 4 : 2 حجم العينة
27	اسئلة على الفصل الأول
ي29	الفصل الثاني: التمثيل البيان
30	2: 1 مقدمة
ي للمتغيرات الكيفية بواسطة الاشكال	2: 1: 1 التمثيل البياني
ي للمتغيرات الكمية	2:1:2 التمثيل البيانج
تكرارية	2:2 اشكال المنحنيات الن
46	اسئلة على الفصل الثاني
عة المركزية	الفصل الثالث: مقاييس النز
50	1: 3 المقدمة
ركزية	3: 2 مقاييس النزعة الم
51	2:2:1 المنوال
ابي	3 : 2 : 2 الوسط الحسا
حسابي المرجح لاوساط حسابية	3: 2: 2: 1 الوسط ال
ى الوسط الحسابي	2:2:2:3 خصائص
56	3 : 2 : 3 الوسيط
61	اسئلة على الفصل الثالث
تت	الفصل الرابع: مقاييس التشا

4 : 1 مقدمة
4 : 2 المدى
4: 3 الانحراف المتوسط
4 : 4 نصف المدى الربعي
4 : 5 التباين
4: 6 الانحراف المعياري
4: 6: 1 ملاحظات على الانحراف المعياري
4: 7 الخطأ المعياري للقياس
4 : 8 معامل الاختلاف
اسئلة على الفصل الرابع
الفصل الخامس: مقاييس الموقع
1 : 5 مقدمة
2 : 5 المئينات
2 : 2 : 1 كيفية حساب المئينات
5 : 3 الرتبة المئينية
5 : 4 الدرجة المعيارية
5 : 5 المنحنى السوي
5 : 5 : 1 خصائص المنحنى السوي
5: 5: 2 فوائد استخدام المنحنى السوي
5 : 6 ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية
5 : 7 استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام
اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس
5 : 8 كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب
اسئلة الفصل الخامس
الفصل السادس: معامل الارتباط والانحدار
6 : 1 مقدمة
6: 2 تفسير معامل الارتباط
3 : 6 قياس الارتباط

128	6 : 4 معامل ارتباط بيرسون
131	
تباط النقطي135	6 : 5 : 1 فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الار
ي)	6: 6 معامل باييسيريال (معامل الارتباط الثنائر
141	6 : 7 معامل ارتباط سبيرمان
147·····	6 : 8 معامل الاقتران (فاي)
152	6 : 9 مقياس التوافق
158	6 : 10 لامبادا
	6 : 11 نسبة الارتباط (ايتا)
170	6 : 12 الارتباط والسببية
172	اسئلة على الفصل السادس
175	الفصل السابع : معامل الانحدار البسيط
176	7: 1 مقدمة
دل سدل س	7: 2 معادلة خط االانحدار للتنبؤ بـ ص من خلا
183	7 : 3 تفسير الانحدار
187	7 : 4 دقة التنبؤ
خطأ المعياري للتقدير194	7 : 5 العلاقة بين مربع معامل الارتباط (c^2) وال
196	7: 6 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار
	7: 7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغاير او الن
204	اسئلة على الفصل السابع الفصل الثامن : الفرضيات
207	الفصل الثامن : الفرضيات
208	8:1 مقدمة
	8 : 2 انواع الفرضيات
	8: 3 الأخطاء المتعلقة بأختبار الفرضيات
	8 : 3 : 1 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع ا
-	8 : 3 : 2 احتمال االوقوع في الخطأ من النوع
	8: 3: 3 لماذا لا نقبل بالفرضية الصفرية
حتمالية (P-valne)	8: 3: 4 مستوى الدلالة (α) مقابل القيمة الا

سئلة على الفصل الثامن
لفصل التاسع : التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات
9 : 1 التوزيع العيني للمتوسطاات
9 : 2 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد
9: 2: 1 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوط واحد (عينه كبيرة)224
9: 2: 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه ذات
حجم قليل)
9: 3 اختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين
9 : 3 : 1 اختيار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين
9: 3: 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين
9: 4 فحص الفرضيات المتعقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة238
9: 5 استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لاختبار الفرضيات
المتعلقة بعينة واحدة وعينتين
سئلة على الفصل التاسع
لمراجع
الاحق

مقدمة

يعتبر الاحصاء في كثير من الاحيان اداة من الادوات التي يستخدمها معظم الناس في حياتهم وعملهم اليومي. فالمتنبأ الجوي والاقتصادي والطبيب والتاجر والمزارع والموظف والباحث.....الخ يستخدمون الاحصاء. وفي مجال العلوم النفسية والتربوية فإن اكثر البحوث تقوم على عمليات التحليل الاحصائي، بل إن الابحاث الاولى في ميدان علم النفس التربوي اعتمدت على الاحصاء في الكشف عن العلاقات بين الظواهر النفسية والتربوية وهذه الابحاث التي استخدم فيها الاحصاء هي التي مهدت فيما بعد للابحاث التجريبية في ميدان علوم النفس والتربية. وكذلك فإن الباحث في مجال العلوم الانسانية والتربوية وغيرها من العلوم يطور أدواته أحياناً لقياس السمات أو الظواهر النفسية أو التربوية. وهذه الادوات بحاجة إلى الاحصاء للتعرف على خصائصها السيكومترية كالصدق والثبات، فالاحصاء يقوم بهذه الوظيفة بالاضافة إلى ذلك فإن أي متخصص في أي مجال من مجالات العلوم لا بد وأن يكون ملماً بالاحصاء وقوانينه وقواعده وذلك إذا اراد هذا الشخص أن يطلع على ما هو جديد في مجال تخصصه وعادة لا يستطيع أن يطلع على ما هو جديد في مجال تخصصه وعادة الا يستطيع أن يطلع على ما الدوريات نجد أنها مليئة بالجداول والرسوم البيانية والمعالجات والتحليلات الاحصائية، من هنا جاء قولنا بأن الاحصاء ضرورى لكل فرد ولكل عالم وباحث.

وشعوراً من المؤلفين بالحاجة إلى كتاب يكون وسيلة مبسطة بأيدي الطلبة الجامعيين جاء هذا الكتاب وقد حاول المؤلفان أن يكتبا المادة بالطريقة التي تدرس فيها في غرفة الصف، ليسهل تعلمها وفهمها، فلذا فقد أكثرنا من الامثلة المحلولة وكيفية قراءتها وتحليلها وتفسيرها، وبالاضافة إلى ذلك فقد تلى كل فصل من فصول الكتاب مسائل محلولة باستخدام الرزمة الاحصائية في العلوم الانسانية(SPSS)، وقد تم توضيح الطرق التي تستخدم في ادخال البيانات وتحليلها وكيفية قراءتها وتفسيرها.

يتكون هذا الكتاب من تسعة فصول، عالج الفصل الاول موضوع مفهوم الاحصاء الوصفي والاحصاء التحليلي أو الاستدلالي وبعض المفاهيم المرتبطة بالاحصاء كالمجتمع والعينة والمتغيرات وانواعها والمقاييس وانواعها.

· وتناول الفصل الثاني كيفية تنظيم البيانات المجموعة عن ظاهرة ما بالاشكال والخطوط البيانية والجداول التكرارية .

كما تناول الفصل الثالث والرابع والخامس كيفية معالجة هذه البيانات احصائياً باستخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت ومقاييس الموقع كالمئينات والرتب المئينية والمنحنى الطبيعي ومفهومه واستخدامه.

واهتم الكتاب بالفصل السادس بالعلاقة بين المتغيرات فتم عرض الكثير من معاملات الارتباط وكيفية حسابها وتفسير نتائجها كما عالج الانحدار الخطي كأسلوب من الاساليب التي تستخدم في عمليات التنبؤ بالظواهر بناء على العلاقات التي توجد بينها.

وقد تناول الفصل السابع والثامن والتاسع مبادى، الاحصاء الاستدلالي او التحليلي فتناول مفهوم الفرضية وانواع الفرضيات وكيفية كتابة الفرضيات وكيفية فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد ومتوسطين لعينتين مستقلتين ولعينتين مترابطتين او معتمدتين.

واذا كان الاحصاء مفاهيم افتراضية وتقسيرية قبل ان يكون مجرد اساليب وعمليات رياضية، فإن من مزايا هذا الكتاب محاولته التركيز على المفهوم الاحصائي والمعنى المستخلص من نتائج التحليل بالدرجة الاولى، وتأتي الاساليب والعمليات الرياضية بعد ذلك كوسائل لتوضيح المعنى والمفهوم.

واننا نرجو الله أن يكون هذا الكتاب ذا فائدة لطلبتنا الاعزاء والباحثين في مسعاهم لتحقيق مستويات كفاية عالية وبلوغ ما يتطلعون اليه من اهداف. والله الموفق.

المؤلفان

الفصل الأول

مدخل الى دراسة الاحصاء

1:1 تمهید

1: 2 المتغيرات وانواعها

1: 3 انواع المقاييس

1: 4 العينات والمجتمع

1:4:1 العينات وانواعها

1:4:2 حجم العينة

اسئلة على الفصل الأول

مدخل الى دراسة الاحصاء

1:1 تمهيد

أن كلمة الاحصاء (Statistic) تعني معاني مختلفة للأشخاص المختلفين. فالمتنبأ الجوي يستخدم الاحصاء، مثل ان درجة الحرارة لهذا اليوم اعلى من المتوسط العام للعام الماضي. او أن كمية الأمطار الهاطلة هذه السنة اقل من معدل الهطول للاعوام الماضية، وكذلك الرياضي يستخدم الاحصاء، فيقدم تقريراً عن عدد الاهداف التي سجلها كل فريق وعدد ضربات الجزاء.. وغير ذلك كذلك فإن الرياضيين والباحثين يتكلمون عن الاحصاء بطرق مختلفة، فالرياضيون يعتبرونه فرعاً من الرياضيات، اما الباحثون فهم يناقشون الاحصاءات الملاءمة لتحليل النتائج في بحث ما. فهل كل هؤلاء الناس يستخدمون كلمة الاحصاء بنفس الطريقة؟ إن الاجابة بالضبط لا، ولكن كل واحد من هؤلاء يستخدم الاحصاء في مجاله بطريقة صحيحة، فالمتنبأ الجوي والرياضي يستخدمان الاحصاء لوصف حالة الطقس او لوصف سير لعبة كرة القدم، واما الرياضيون فيستخدمون الاحصاء لتعريف نظرية ما واطرق التي تستخدم لتحليل البيانات ولكننا في هذا الكتاب نهتم بالاحصاء في العلوم والطرق التي تستخدم لتحليل البيانات ولكننا في هذا الكتاب نهتم بالاحصاء في العلوم التربوية والانسانية فما معنى الاحصاء؟ وما دوره في العلوم التربوية والانسانية؟

كلمة الاحصاء بالنسبة للباحثين في العلوم النفسية والتربوية تعني الطرق والاجراءات التي يستخدمها الباحث في محاولته لفهم بيانات عن ظاهرة ما. والبيانات (Data) تتكون من معلومات (Information) وفي الغالب فان هذه البيانات كمية تمثل وصفاً للظاهرة بلغة الكم. فاذا اردنا ان نقيس مستوى القلق من الامتحان عند مجموعة من الافراد، فان البيانات يجب ان تكون عبارة عن درجات على مقياس القلق، ونحن نستخدم الاحصاء لوصف وفهم هذه الدرجات التي تعبر عن مستوى القلق.

وقد كان للاحصاء الدور الاكبر في تقدم العلوم الاجتماعية والتربوية والنفسية، فهذه العلوم تستخدم الاحصاء لتفسير نتائج الابحاث والدراسات بعد تحليل هذه البيانات بالطرق الاحصائية المناسبة.

والاحصاء يقدم للمشتغلين في هذه العلوم احياناً أدلة تجريبية تستخدم لدعم او دحض النظريات، وعلى هذا فيمكن تعريف الاحصاء بإنه علم يبحث في جمع البيانات وتنظيمها وعرضها في جداول او تحليلها واستنتاج النتائج، ومن ثم اتخاذ القرارات المناسبة. وربما نعتبر الاحصاء بأنه طريقة منظمة تسير في خطوات متسلسلة بدءاً من جمع البيانات عن

الظاهرة، ثم وصف هذه الظاهرة، او تحليل البيانات المتجمعة وفق قواعد وقوانين احصائية خاصة، واتخاذ القرارات المناسبة، وغالباً ما تكون هذه القرارات على شكل تعميمات، او تقديرات وذلك من اجل التنبأ أو لرفض الفرضيات الاحصائية او عدم رفضها.

ويقسم الاحصائيون الاحصاء الى قسمين:

- ا الاحصاء الوصفي: وهو يهدف الى وصف مجموعة من البيانت عندما تتوفر، ويركز هذا النوع من الاحصاء على وصف الظاهرة وربما تصنيفها وذلك من خلال استخدام الرسوم والاشكال البيانية والتوزيعات التكراريه أو من خلال استخدام مقاييس النزعة المركزية والتشتت، أو من خلال استخدام معاملات الارتباط لدراسة العلاقة بين المتغيرات، وسيتم استعراض هذه الموضوعات في الفصول اللاحقة.
- 2 الاحصاء الاستدلالي: يركز هذا النوع من الاحصاء على الوصول الى استنتاجات حول خصائص المجتمع من خلال استخدام المعلومات المتوفرة عن العينة المسحوبة من هذا المجتمع. اي انه يهدف الى التعميم من العينة الى المجتمع. ولهذا فان الاحصاء الاستدلالي يركز على اختبار الفرضيات المتعلقة بالفروق بين المتوسطات أو النسب المتوية المتعلقة بعينة واحدة او عينتين او اكثر أو الفروق بين معاملات الاارتباط كما سيتم استعراض هذا الموضوع في فصول لاحقة.

1: 2 المتغيرات وانواعها

إن المعلومات التي تُجمع من الافراد والمتعلقة بسمة او خاصية معينة تسمى بالبينات (Data) وهي تمثل خصائص مجموعة من الأفراد قد تأخذ قيماً مختلفة بالنسبة للافراد المختلفين قيد الدراسة. مثل هذه الخصائص تسمى بالمتغير (Variable) فالمتغير هي سمة او خاصية تأخذ قيماً متغيرة عند الافراد المختلفين. فمثلاً مجموعة من طلبة الجامعة قد يختلفون في الجنس او الكلية او السنة الدراسية او الذكاء او التحصيل. مثل هذه الخصائص تسمى متغيرات.

ومن جهة ثانية اذا كانت هذه الخصائص او السمات نفس الشيء بالنسبة الى كل فرد من افراد المجموعة فإن هذه السمة تدعى بالثابت، (Constant) ففي المثال السابق جميع الافراد طلبة جامعيين وبالتالي يعتبر هذا ثابتاً. ان المتغيرات في العلوم النفسية والتربوية يمكن تصنيفها بعدة طرق، ومن هذه التصنيفات.

1 - المتغيرات المستمرة او المتصلة او السيّارة (Continuous Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ اي قيمة على مقياس السمة، مثل الطول والوزن وغير ذلك. وفي مثل هذا النوع من المتغيرات توجد قيم لا حصر لها بين اي قيمتين رقميتين.

2 - المتغيرات الوثابة أو القفازة أو المنفصلة (Discrete Variables)

وهي عبارة عن المتغيرات التي تأخذ قيماً محددة بحيث لا توجد قيماً كسرية او عشرية مثال ذلك عدد الطلاب في صف ما او عدد افراد الاسرة او عدد السيارات في كراج ما فلا يمكن ان تكون هذه الاعداد كسرية.

وفي مجال البحوث بشكل عام والبحوث السلوكية والتربوية بشكل خاص يمكن تصنيف المتغيرت الى:-

1 - المتغير المستقل (Independent Variable)

وهو المتغير الذي يستطيع الباحث ان يعالجه ويغيره وفقاً لطبيعة البحث، فعلى سبيل المثال إذا كان الباحث مهتماً بتأثير عدد مرات التدريب على الاداء لبعض المهمات فان الباحث يغير مستويات التدريب (عدد مرات التدريب) ومن ثم يلاحظ تأثير المستويات المختلفة على التعلم أو الاداء.

والمتغير المستقل في بعض الدراسات متغير تصنيفي يتم من خلاله تصنيف الافراد الواقعين تحت الدراسة، فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتماً بتأثير الطرق المختلفة في التدريس (طريقة المحاضرة وطريقة المناقشة على التحصيل في مادة اللغة العربية عند عينة من طلبة الصف السادس الابتدائي فإن طريقة التعليم تعتبر متغيراً مستقلاً واحداً وطريقتي المحاضرة والنقاش تعتبران مستويات المتغير المستقل (طريقة التعليم).

2 - المتغير التابع (Dependent Variable)

المتغير التابع هو الذي يتأثر بالمتغير المستقل فكلما تغير او عدل المتغير المستقل فإن الباحث يلاحظ التغيرات التي تحدث للمتغير التابع وذلك لملاحظة العلاقة بينهما ففي المثالين السابقين فان الاداء أو التعلم أو التحصيل عبارة عن المتغير التابع، والجدول (1:1) يبين العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع.

اقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع	الجدول (1:1) العلا
---	--------------------

المتغير المستقل	المتغيرالتابع
السبب (Cause)	النتيجة (Effect)
المثير (Stimulus)	الاستجابة (Response)
المتنبىء (Predictor)	المتنبأ به (Predicted)

وفي الابحاث والدراسات يمكن ان يكون هناك اكثر من متغير مستقل واحد واكثر من متغير تابع واحد مثال على ذلك اثر الجنس (ذكور، إناث) وطريقة التعليم (مبرمج، عادي) على التحصيل في الرياضيات والاتجاهات نحوها. ففي هذه الدراسة يعتبر الجنس متغير مستقل وطريقة التعليم متغير مستقل اخر، والتحصيل في الرياضيات متغير تابع وكذلك الاتجاهات نحو الرياضيات متغير تابع اخر.

والمتغيرات المستقلة تدعى بالعوامل (Factors) وتبايناتها تسمى بالمستويات فالجنس متغير مستقل يتضمن فئتين (ذكور، اناث) وطريقة التعليم تتضمن فئتين هما طريقة التعليم المبرمج وطريقة التعليم العادية وهكذا.

3 - المتغير المعدل (Moderator Variable)

وهو نوع خاص من المتغيرات المستقلة اذ يعتبر متغير مستقل ثانوي يتم اختياره من قبل الباحث لمعرفة اثره على العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع، ويختاره عادة الباحث ويقيسه لمعرفة فيما اذا كان هذا المتغير يعدل العلاقة بين المتغير المستقل والمتغير التابع. فعلى سبيل المثال اذا كان الباحث مهتم بدراسة العلاقة بين طرق التعليم والتحصيل، ولكن يشك بان هذه العلاقة سوف تتعدل عن طريق عامل اخر من مثل الدافعية او قدرة الطالب فان الدافعية او قدرة الطالب فان الدافعية او قدرة الطالب قان الدافعية او قدرة الطالب تعتبر متغيرات معدلة. وهذا النوع من المتغيرات يمكن التعرف عليه عند دراسة التصاميم العاملية.

4 - المتغيرات الضابطة (Control Variable)

ان المتغيرت التي تؤثر على المتغير التابع من الصعب دراستها كلها في نفس الوقت، فلذلك قد يلجأ الباحث في بعض الاحيان الى تحييد اثرها او ضبطها حتى يضمن ان هذه المتغيرات ليس ها تأثير على المتغير التابع وهذه المتغيرات تدعى بالمتغيرات الضابطة والضبط يكون إم عن طريق العزل او خلق التكافؤ بين المجموعات من خلال التعيين

العشوائي للافراد الى المجموعات، فعندما نقوم بالمقارنة بين مجموعتين من الأفراد من صف معين، فأن الصف يعتبر متغيراً ضابطاً لاننا لا نريد أن ندرس أثره، وبالتالي تم سحب العينة من نفس المستوى الصفى.

5 - المتغير الدخيل او الوسيط (Intervening Variable)

جميع المتغيرات السابقة سواء كانت مستقلة ام معدلة ام ضابطة ام تابعة يمكن ملاحظتها، ولكن هناك متغيرات لا يمكن ملاحظتها مباشرة وانما نستدل عليها من ناحية نظرية ففي حالة المثال الآتي:

إذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى السلوك العدواني، ان المتغير الوسيط في المثال السابق قد يكون الاحباط، ولكن الاحباط لا نلاحظه مباشرة وانما نستدل عليه من ناحية نظرية، وحسب نظرية (الاحباط - العدوان) اذا منع الفرد من تحقيق هدف معين فإن ذلك قد يؤدي الى الاحباط، والاحباط بدوره قد يؤدي الى السلوك العدواني.

ويمكن تصنيف المتغيرات من ناحية نظرية الى الآتي:

- l المتغيرات الكمية Quantative Variable : وهي المتغيرات التي يعبر عنها بمقادير او قيم معينة مثل الذكاء والتحصيل والوزن والطول وغير ذلك.
- 2 المتغيرات التصنيفية Qualatative Variable: ان المتغيرات التصنيفية تستخدم لتصنيف قيم المتغير في فئات متعددة مثل تصنيف الذكاء الى عالي ومتوسط ومنخفض، او تصنيف الافراد الى ذكور وانات.

والمتغيرت الكيفية لا يوجد تداخل بين فئاتها ولكن يمكن ان تفيد او لا تفيد الترتيب.

3:1 انواع المقاييس Scales of Measurement

يفترض ان كل ما يوجد فيوجد بمقدار وان ذلك المقدار يمكن قياسه، ويعرف القياس بإنه عملية منظمة نعين بواسطتها قيماً رقمية للخصائص او السمات وفقاً لقواعد او قوانين معينة، وبواسطة القياس نستطيع ان نحدد مقدار ما يمتلكه الفرد من السمة المقاسة.

مثال على ذلك: درجة ذكاء احمد تسساوي 110 او طول محمد (160سم) وهكذا.

إن المقاييس يمكن تصنيفها في اربعة انواع او مستويات وهي تختلف بامكانية معالجتها رياضياً وهذه الانواع هي:

2- المقياس الاسمى Nominal Scale

يعتبر هذا النوع من المقاييس ادنى انواعها من حيث السلم الهرمي، وهو مقياس تصنف فيه الظواهر او الموضوعات او الافراد الى مجموعات مختلفة أو وثابه، اي تصنيف الافراد الى مجموعات منفصلة للتمييز بينها في سمة معينة، ويناسب هذا المقياس المتغيرات الكيفية او النوعية فالافراد يمكن ان يصنفوا الى ذكور واناث بحيث يعطى الرقم (1) للاناث والرقم (2) للذكور ولكن هذه الارقام لا تشير الى الأهمية النسبية للمجموعتين، وان المجموعات غير متداخلة ولا يوجد بينها علاقات كميه، ولكن لا يمكن لمجموعة ان تحل مكان مجموعة اخرى ولا يمكن ترتيبها. ومن امثلة هذا النوع من المقاييس ارقام لاعبي كرة القدم، او الحالة الاجتماعية وغيرها من المتغيرات ذات الطبيعة التصنيفية.

2 - المقياس التراتيبي Ordinal Scale

ان المقياس السابق يفيد التصنيف، ولكن هذا المقياس يفيد التصنيف والترتيب، فالترتيب في هذا المقياس مهم مثل ترتيب المتسابقين حسب وصولهم للهدف. الأول والثاني والثالث وهكذا. ان هذا النوع من المقاييس يعكس فقط الحجم ولا يتضمن مسافات متساوية، اي ان المسافة بين الأول والثاني ليس بالضرورة ان تكون مساوية للمسافة بين الثاني والثالث وهذا المقياس يفيد ترتيب الافراد حسب درجة امتلاكهم للسمة.

3 - مقياس المسافات او الفترات Interval Scale

هذا المقياس يتضمن خصائص المقاييس السابقة بالاضافة الى انه يتضمن وحدات متساوية. فالفرق بين درجتي الحرارة 20 و 40 هو نفس الفرق بين درجتي الحرارة 40 , 60 ولكن هذا المقياس لا يتضمن صفراً حقيقياً، فالصفر اعتباري او افتراضي. فعندما تقول ان درجة الحرارة صفراً فإن ذلك لا يعني انعدام الحرارة.

إن هذا المستوى من القياس يستخدم كثيراً في القياس النفسي والتربوي فنحن لا نقيس الذكاء او الميول او الاتجاهات وانما نقيس الفرق الحقيقي بين ذكاء شخصين طبق عليهما نفس مقياس الذكاء. ومن الأمثلة على هذا النوع من المقاييس ايضاً التحصيل، والقلق، والاتجاهات وغير ذلك هذا ولا يوجد في هذا المقياس صفر مطلق او حقيقي فالسمات لا تتعدم عند الافراد.

4 - مقياس النسبة Ratio Scale

يتصف هذا المقياس بالاضافة لما يتضمنه من وحدات متساوية بوجود صفر حقيقي، يدل على انعدام القيمة و عدم وجودها او غيابها. وفي هذا المستوى من القياس نستطيع

ان نستخدم جميع العمليات الحسابية، فالفرد الذي وزنه (70 كغم) هو ضعف الفرد الذي وزنه (35 كغم) ومن الأمثلة على هذا النوع من المقاييس الطول والوزن والعمر وغير ذلك.

ان معرفة نوع المقياس المستخدم يحدد نوع الاحصائي فعلى سبيل المثال اذا كان المتغير الذي نتعامل معه اسمي فاننا نستخرج فقط ما يسمى بالمنوال واذا كان المتغير يصنف ضمن مقياس تراتبي فاننا نستطيع حساب المنوال والوسيط، اما في حالة تصنيف المتغير ضمن مقياس فترات او مقياس نسبة فاننا نستطيع ان نحسب المنوال والوسيط والوسط الحسابي، ان هذا الوضع يكون في حالة مقاييس النزعة المركزية وكذلك الحال عندما نستخدم بعض الاساليب الاحصائية، حتى الاحصاء المتقدم فلا نستطيع حساب تحليل التباين الا اذ كان المتغير التابع يصنف على الأقل ضمن مقياس المسافات او الفترات وهكذا.

4: 1 العينات والجتمع Samples and population

العينة هي المجموعة التي تجمع البيانات عنها في الدراسة، والمجتمع هو المجموعة الاكبر الذي يفترض ان نعمم نتائج الدراسة عليه، والعينة قد تكون مجموعة من الافراد او الكتب او المدارس او المساكن نقوم من خلال جمع البيانات منهم الوصول الى نتائج او تعميمات تتعلق بالمجموعة الاكبر (المجتمع) الذي ينتمون اليه، وتعتمد هذه التعميمات والاستنتاجات على مدى تمثيل العينة لذلك المجتمع، اي على مدى تشابه العينة مع مجتمع الدراسة مثال ذلك لو كان لدينا (300) طالب يدرسون تربية خاصة، ولو قلنا اننا اخترنا منهم (50) طالباً لاجراء الدراسة في هذه الحالة فان الـ (300) طالب يمثلون المجتمع والـ (50) طالباً يمثلون العينة ويفضل الباحث عادة دراسة كل المجتمع اذا كان ذلك ممكناً ولكن في غالب الأحيان يكون هذا الامر متعذراً وذلك لأن:

- 1 انتشار مجتمع الدراسة في اماكن متفرقة يصعب الوصول اليها.
- 2 دراسة او جمع البيانات عن افراد المجتمع كله فيه نوع من المشقة والتكلفة ويتطلب زمناً اطول، فلهذا يعمد الباحث الى اختيار عينة ممثلة بخصائصها خصائص المجتمع الأصلى.

تحديد المجتمع: إن اولى الخطوات في اختيار العينة هو تحديد المجتمع موضوع الاهتمام، اي على اي مجموعة يريد الباحث ان يعمم نتائج الدراسة ومن الأمثلة على ذلك كل مديري المدارس في منطقة عمان اكبرى، كل طلبة الصف السادس الابتدائي في عمان

الغربية وهكذا. نلاحظ من الامثلة السابقة ان حجم مجتمع الدراسة قد يكون متباين ولكنهم يشتركون جميعاً في خاصية (واحياناً باكثر)) فيما بينهم. ففي الابحاث التربوية غالباً ما يكون مجتمع الدراسة مكون من افراد (طلاب، مدرسين.. وغير ذلك) ممن لهم خصائص معينة. وفي حالات اخرى قد يكون مجتمع الدراسة مجموعة من الصفوف او المدارس او المرافق. وغير ذلك، ولكن يجب ان نلاحظ انه في بعض الحالات يكون مجتمع الدراسة الحقيقي المنشود والذي يود الباحث تعميم نتائجه عليه صعب المنال، لذلك يلجأ الباحث إلى ما يسمي بالمجتمع المتوفر فهناك إذن المجتمع المستهدف وهو الذي نرغب بتعميم النتائج عليه والمجتمع المتوفر وهو المجتمع الذي نسحب منه العينة ويكون الباحث قادراً على تعميم نتائجه عليه مثال على ذلك:

اثر استخدام الكمبيوتر التعليمي على التحصيل القرائي لدى طلبة الصفين الأول والثانى الابتدائي في الاردن.

إن مجتمع الدراسة المستهدف في المثال السابق هو جميع طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في الاردن، ولكن الباحث لضيق الوقت وتوفيراً للجهد وللنفقات قد يكتفي بدراسة كل طلبة الصفين الأول والثاني الابتدائي في مدينة عمان ومن المعروف انه كلما ضيق الباحث مجتمع الدراسة كلما وفر الوقت والجهد واحياناً المال، ولكن بنفس الوقت كلما ضيق العينة كلما قلت قابلية التعميم لديه.

1:4:1 العينات وانواعها:

يمكن تقسيم العينات الى نوعين هما العينات العشوائية او الااحتمالية والعينات الاعشوائية او اللااحتمالية.

فالعينات العشوائية هي التي يكون فيها لكل فرد من افراد المجتمع فرصة لان يكون احد افراد العينة، اما العينات اللاعشوائية فلا يوجد فرص متساوية لافراد المجتمع ليكونوا افراداً في العينات

مثال: لو اردنا ان نختار عينة عشوائية من طلبة كلية العلوم التربوية، فكل طالب يكون امامه فرصة لأن يكون احد افراد العينة.

اما بالنسبة للعينات اللاعشوائية فيتم اختيارها وفقاً لهدف الدراسة كأن تكون العلومات متوفرة عند الاخرين فهنا الباحث يأخذ

الفئة التي تتوفر لديها المعلومات او البيانات المطلوبة.

وهناك العديد من الطرق المستخدمة لاختيار العينات العشوائية، ومن هذه الطرق الآتي:

- 1 العينة العشوائية البسيطة Simple Randon Sample وهي العينة التي اختيرت بطريقة يكون لكل عنصر وفرد في المجتمع نفس فرصة الاختيار، وإن اختيار اي فرد او عنصر لا يرتبط باختيار اي فرد او عنصر اخر. وللوصول الى العينة العشوائية يمكن استخدام الجداول العشوائية و برامج في الحاسوب ومن فوائد العينة العشوائية انها في الغالب تكون ممثلة للمجتمع.
- 2 العينة العشوائية الطبقية Stratified Random Sample إذا كان المجتمع غير متجانس في خصائصه كأن يكون ذكوراً وإناثاً أو طلبة سنة أولى وثانية وثالثة ورابعة في كلية ما، فلذا فأن العينة يجب أن تمثل فيها هذه المستويات كل حسب وجوده في المجتمع ويتم الاختيار من كل مستوى من هذه المستويات مجموعة تمثله بالطريقة العشوائية.

مثال:

إفرض اننا نريد ان نختار عينة من طلبة كلية العلوم التربوية مكونة من 140 فرداً وكان الطلبة يتوزعون على اربع مستويات هي:

المجموع الكلي	السنة الرابعة	السنة الثالثة	السنة الثانية	السنة الأولى
1400	200	300	400	500

فإذا اردنا ان نختار منهم عينة مكونة من (140) فرداً فما نصيب كل مستوى من المستويات الأربع؟

الحل: حجم العينة من السنة الأولى = $\frac{500}{1400}$ × $\frac{500}{1400}$ ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الثانية =
$$\frac{400}{1400}$$
 x $\frac{400}{1400}$ ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الثالثة =
$$\frac{300}{1400}$$
 x $\frac{300}{1400}$ طالباً ويتم اختيارهم عشوائياً

حجم العينة من السنة الرابعة =
$$\frac{200}{1400}$$
 x عشوائياً.

أو يتم حساب نسبة العينة المطلوبة من حجم المجتمع الكلي وذلك على النحو الاتي:

 $0.1 = \frac{140}{1400}$

اي ان النسبة المأخوذة من كل مستوى تساوي 0.1 من حجم العينة الموجودة في ذلك المستوى وبتطبيق هذه النسبة فأن حجم العينة المأخوذة من كل مستوي هو على النحو الآتي:

حجم العينة من السنة الاولى يساوي
$$\times 0.1 \times 0.0 = 50$$
 حجم العينة من السنة الثانية يساوي $\times 0.1 \times 0.0 = 40$ حجم العينة من السنة الثالثة يساوي $\times 0.1 \times 0.0 = 30$ حجم العينة من السنة الرابعة يساوي $\times 0.1 \times 0.0 = 20$ وبالتالي اذ جمعنا هذه الاعداد فإن حجم العينة الكلي $\times 0.1 \times 0.0 = 20$ حجم العينة الكلي $\times 0.1 \times 0.0 = 20$ وهو المطلوب $\times 0.1 \times 0.0 = 10$

2 - العينة العشوائية العنقودية Cluster Random Sample

ان عنصر الاختيار في الطرق السابقة هو الفرد ولكن عنصر الاختيار في هذا النوع هو المجموعة او الصف، فقد يكون مجتمع الدراسة طلاب مرحة دراسية معينة، وقد يكون من المصعب اختيار افراد بالطريقة العشوائية من المدارس أو الصفوف فلذا يلجأ الباحث إلى اختيار عدة صفوف عشوائياً من مجتمع الدراسة ومن الملاحظ هنا انه قد يترتب على تغيير وحدة الاختيار من الفرد الى المجموعة تغير وحدة التحليل. وهذه الطريقة مشابهة للعينة العشوائية البسيطة فبدلاً من اختيار افراد عشوائنا في العينة العشوائية نختار هنا صفوفاً بالطريقة العشوائية.

4 - العينة العشوائية ذات المرحلتين Two Stage Random Sample

قد يكون من المناسب والمفيد احياناً ان تدمج العينة العشوائية العنقودية (التجمعات) والعينة العشوائية البسيطة مع بعضها البعض لاختيار العينة فبدلاً من اختيار (100) طالب من مجتمع مكون من (3000) طالب متواجدين في (100) صف فان الباحث قد يقرر اختيار (10) صفوف من (100) صف بشكل عشوائي، ومن ثم يختار عشوائياً (10) افراد من كل صف. مثل هذه الطريقة توفر الكثير من الوقت وتقلل من التكلفة فيما لو اخذنا افراداً من (100) صف.

5 - العينة المنتظمة Systematic Sample

تستخدم هذه الطريقة في حالة توفر قائمة بافراد المجتمع، فاذا كانت هناك قائمة مؤلفة من (500) فرداً، فاننا قد نلجاً الى الاختيار على اساس المعادلة (1:1) الآتية:

Sample Size	حجم العينة	المعادلة 1:1
Population Size	حجم المجتمع	

 $10:1=\frac{500}{5000}=1$ وباستخدام البيانات الواردة سابقاً فإن النسبة

اي اننا نختار فرداً واحداً من كل (10) افراد، على ان يتم اختيار الفرد االأول الذي يحمل الرقم من 1 - 10 وان لا يتجاوز هذه الرقم، فعلى سبيل المثال اذا تم اختيار الفرد رقم (4) عشوائياً فان الفرد الثاني هو الذي يحمل الرقم 14 والفرد الثالث الذي يحمل الرقم 24 والفرد الرابع الذي يحمل الرقم 34 وهكذا.

ان العينة المنتظمة احياناً توضع ضمن العينات العشوائية وهذا يمكن ان يكون اذا تأكدنا من ان الافراد لم يتم ترتيبهم في القاعة بحيث يتم اختيار الافراد الذين يتصفون بصفات معينة، وبالتالى تعتبر طريقة الاختيار متحيزة.

اما بالنسبة للعينات غير العشوائية Nonrandom Sampling Method فتتضمن الآتي

1 - العينة المتيسرة Convenience Sample

قد يكون من الصعف احياناً اختيار عينة عشوائية او غير عشوائية منتظمة، وفي مثل هذه الحالة فان الباحث قد يختار ما يسمى بالعينة المتيسرة.

ان العينة المتيسرة عبارة عن مجموعة من الافراد متيسرين للدراسة فالباحث قد يقرر اختيار عينة من المدرسة القريبة من منزله، لأن مدير المدرسة قد طلب منه مساعدة لحل مشكلة تعاني منها المدرسة، او ان يقوم مرشد المدرسة بمقابلة جميع الطلبة الذين راجعوه لغايات الارشاد حول مستقبلهم المهني، وعلى الرغم من ان هذه الطريقة سهلة الا أن هناك سلبيات من استخدمها وهو ان العينة التي اختيرت قد لا تمثل المجتمع الهدف وبالتاي يفضل تجنبها.

2 - العينة الغرضية أو القصدية Purposive Sample

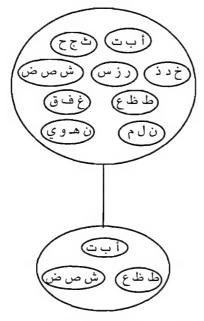
في بعض الاحيان واعتماداً على معرفة الباحث السابقة بالمجتمع وبالهدف الخاص من

البحث، فإن الباحث يستخدم الحكم الشخصي لاختيار العينة إذ ان الباحث يفترض انه يستطع استخدام معرفته بالمجتمع للحكم فيما اذا كنت عينة معينة ممثلة للمجتمع ام لا.

على فرض ان الباحث يريد ان يدرس اوضاع المدارس في الفترة ما بين 1965 - 1970 فإنه قد يذهب الى الاشخاص الذين ما زالوا احياء وكانوا يعملون في تلك الفترة لاعتقاده بانهم يمتلكون المعلومات الضرورية التي يحتاجها.

هذا وتوضح الأشكال التي تحمل الأرقام (1:1 ، 1:1 ب ، 1:1 ج) طريقة الاختيار للعينات العشوائية.

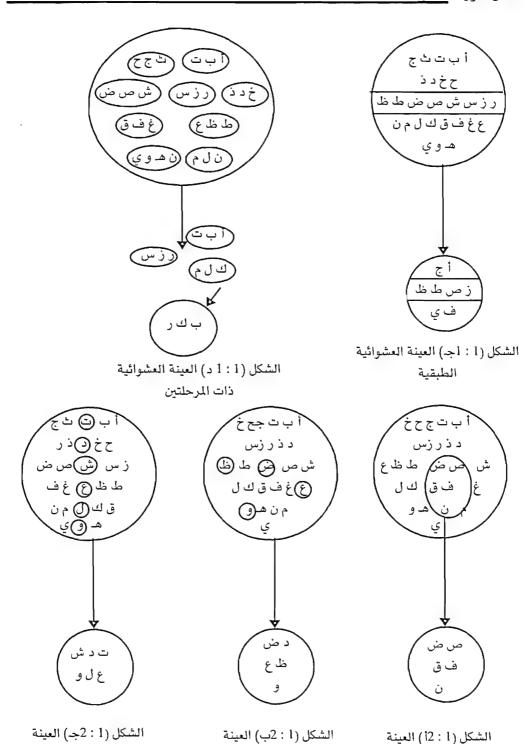
والاشكال (1:21،1:2 ب،1:2 ج) طريقة الاختيار للعينات غير العشوائية.



الشكل (1:1 ب) العينة العشوائية العنقودية (لتجمعات)



الشكل (1: 11) العينة العشوائية البسيطة



الغرضية .

المتيسرة

المنتظمة

2:4:1 حجم العينة

هناك العديد من العوامل التي لا بد من اخذها بعين الاعتبار عند تحديد حجم العينة المطلوب ومن بين هذه العوامل الآتى:

- 1 طبيعة مجتمع الدراسة: ويقصد به مدى التجانس او التباين بين افراد المجتمع وعليه:
 - أ اذا كان المجتمع متجانس في خصائصه فاننا قد نأخذ حجم عينة قليل.
- ب اذا كان المجتمع غير متجانس في خصائصه (متباين) فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطيع ان نمثل المجتمع.
- 2 اسلوب البحث ونوع التصميم البحثي للدراسة: ففي حالة الدراسات الوصفية الحد الأدنى المقبول لعدد الافراد (100) فرد، وبالنسبة للدراسات الارتباطية على الأقل (50) فرداً، وفي الدراسات اللتجريبية او العلية المقارنة (30) فرداً لكل مجموعة، وفي بعض الأحيان يمكن ان تتألف كل مجموعة من (15) فرداً اذا كانت التجربة تتطلب ضبطاً عالياً وهناك احتمال تكرارها.
- 3 درجة الدقة المطلوبة في البحث: وهنا نأخذ بعين الاعتبار الدقة العلمية والهدف من البحث. فعلى سبيل المثال اذا كان الهدف من الدراسة اخذ اراء استطلاعية او فكرة عامة فلا بأس ان نعتمد على حجم عينة أقل، أما اذا كان الهدف من الدراسة العلمية الاعتماد على نتائجها لنشرها في الدوريات المتخصصة فلا بد من زيادة حجم العينة حتى نستطع ان نثق في النتائج ونقوم بعملية تعميم.
- 4 عندما توجد العديد من المتغيرات غير المضبوطة: ان زيادة عدد افراد العينة قد يكون ضرورياً خاصة عندما يكون هناك اكثر من مجموعة وبحاجة الى تعيين الافراد الى المجموعات بشكل عشوائي، فاذا كان عدد الافراد قليلاً فان ذلك قد يؤثر على عملية التكافؤ بين المجموعات وبالتالي ضبط المتغيرات والتي يمكن ان تؤثر على نتائج الدراسة.
- 5 عندما نتوقع ان يكون حجم الاختلاف قليل: في الدراسات التي نتوقع فيها الحصول على فروق قليلة بين المجموعات المختلفة على المتغير التابع او في الدراسات التي نتوقع فيها ان نحصل على معاملات ارتباط ضعيفة، فانه يفضل زيادة حجم العينة، لأن عدم استخدام عينات كبيرة يؤدي الى زيادة الخطأ المعياري للمتوسط والذي بدوره يمنع الفروق المهمة من الظهور.

6 - في الحالات اتي يجب ان تقسم فيها المجموعات الى مجموعات فرعية: إذا اراد باحث ان يجري دراسة حول تأثير المناهج الاضافية على اتجاهات الطلبة في المرحلة الثانوية نحو المدرسة، فقد تم اختيار خمسة مدارس من اصل عشرة مدارس من اجل تطوير هذا البرنامج، ومن ثم يتم قياس اتجاهات الطلبة قبل اعطائهم المنهج الاضافي وبعد سنة يتم اعطائهم اختباراً بعدياً لمعرفة التغير الذي حصل في اتجاهات الطلبة، وبعد ذلك تجري مقارنة في اتجاهات الطلبة في المدارس التي طبق فيها البرنامج واتجهات الطلبة في المدارس التي طبق فيها البرنامج واتجهات الطلبة في المدارس التي طبق فيها البرنامج.

بعد ذلك قد يرغب الباحث باجراء مقارنات اخرى من مثل المقارنة بين الذكور والاناث في الاتجاهات وقد يفترض الباحث ايضاً ان الطلبة من طبقات اقتصادية واجتماعية يختلفون في استجاباتهم نحو البرنامج، فلذا يحتاج الى تقسيم العينة الاصلية الى ذكور واناث والى مستويات اقتصادية واجتماعية لغايات اجراء مقارنات اخرى.

ان الباحث لا يمكن ان ينفذ ذلك الا اذا كان حجم العينة الأصلي كبير حتى يتوفر عنده العدد الكافي عندما يقوم بتقسيم الافراد حسب المتغيرات التي اشرنا اليها وبالتالي يستطيع ان يقوم بالتحليل الاحصائي الملائم.

- 7 عندما نتوقع حصول تسرب في افراد الدراسة
- 8 عندما يتطلب الحصول على مستوى عالي من الدلالة الاحصائية او القوة الاحصائية او كليهما: إن مستوى الدلالة للاختبار الاحصائي مرتبط بحجم العينة، وكذلك حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة (α = 0.05) اقل من حجم العينة المطلوب لرفض الفرضية الصفرية عند مستوى الدلالة (α = 0.00)
- 9 حجم مجتمع الدراسة: إذا كان المجتمع قليلاً نسبياً فان ذلك يتطلب عينة اكبرحتى نتمكن من تمثيل جميع مفرداته خاصة اذا كان المجتمع غير متجانس، اما اذا كان المجتمع كبيراً في حجمه فان حجم العينة بنسبة 10% او اقل من ذلك يمكن ان يكون كاف.
- 10 الامكانات المادية والفنية والادارية المتوفرة فهناك العديد من البحوث قد تتطلب وجود اجهزة وايضاً بحاجة الى امكانات مادية وتقليل حجم العينة قد يؤدي الى تخفيض التكلفة بالاضافة الى مناسبة عدد الاجهزة لعدد افراد العينة.

اسئلة على الفصل الأول

1 - ماذا تعنى المصطلحات التالية:

احصاء ، متغير، ثابت ، بيانات

- 2 ما الفرق بين الاحصاء الوصفى والاحصاء الاستدلالي.
 - 3 اعط مثالاً على متغير متصل ومتغير منفصل.
- 4 اراد باحث ان يدرس اثر طريقة التدريس على التحصيل عند طلاب الصف الثالث الابتدائي. بالرجوع لهذه القضية اجب عن ما يلي:
 - أ ما المتغير المستغل ب ما المتغير التابع ج الثابت
 - د ما المتغير المتصل هـ ما المتغير النوعي.
 - 5 ماذا يقصد بالمتغير المعدل. اعط مثالاً يوضح ذلك
 - 6 ماذا يقصد بالمتغيرات الضابطة وكيف يتم الضبط.
 - 7 اعط مثالاً على كل نوع من انواع المقاييس.
 - 8 ماذا يقصد بمصطلح العينة والمجتمع؟
 - 9 متى يتم اختيار العينة بالطريقة العشوائية البسيطة
- 10 مجتمع مؤلف من 300 موظف و 200 عامل و 100 مزارع فإذا اردنا ان نسحب من هذا المجتمع عينة مؤلفة من (60) فرداً فما نصيب كل فئة؟
 - 11 ما العوامل التي تحدد حجم العينة؟

الفصل الثاني

التمثيل البياني

- 1:2 مقدمة
- 1:1:1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية
 - بواسطة الاشكال
 - 2:1:2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية.
 - 2:2 اشكال المنحنيات التكرارية
 - اسئلة على الفصل الثاني

التمثيل البياني Graphing Data

1:2 مقدمة:

عندما يتجمع لدى الباحث بيانات عن ظاهرة ما، فإن هذه البيانات تكون بطبيعتها غير منظمة، فيعمد الباحث الى تنظيمها بطريقة معينة بحيث يصبح المطلع عليها قادراً على استنتاج نتائج منها. وتصبح اكثر وضوحاً واسهل فهماً، ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات:

- أ التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية (الرسوم الدائرية، الاعمدة البيانية).
- ب التمثيل البياني للمتغيرات الكمية (الجداول التكرارية، الخط البياني).
 - 2: 1: 1 التمثيل البياني للمتغيرات الكيفية بواسطة الاشكال:

يمكن تمثيل البيانات بيانياً بطريقتين هما:

أ - الرسوم الدائرية Pic Graphs

ب - الاعمدة البيانية Bar Graphs

وفيما يلي توضيح للتمثيلات السابقة:

أ - تمثيل البيانات بواسطة الدوائر:

يستخدم التمثيل البياني بواسطة الدوائر عندما يكون الباحث مهتماً بمقارنة الجزء بالكل أو بالجزء وتستخدم الدوائر في تمثيل البيانات عندما يكون عدد المقارنات قليل اربعة او خمسة وذلك لان الهدف من التمثيل هو زيادة الوضوح والفهم فعندما نقسم الدائرة الى اجزاء كثيرة يصعب علينا ادراك الاجزاء ومقارنتها ببعضها البعض، فلهذا يفضل ان لا تزيد عدد المقارنات عن اربعة او خمسة.

مثال 2: 1

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأدرنية) موزعين وفقاً للمستوى الدراسي للعام الدراسي 2005/2004

الجدول (1:1) اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الأردنية) وفقاً لمتغير المستوى الدراسي للعام 2004 / 2004 .

العدد	المستوى الدراسي
1500	الأولى
1000	الثانية
700	الثالثة
400	الرابعة
3600	المجموع

لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الدائرة نجد أن مجموع الطلبة يساوي 3600 وبم ان الزاوية المركزية للدائرة تساوي (0360) فلذا فاننا نوزع الزاوية حسب نسبة اعداد الطلبة وذلك على النحو الآتى:

$$^{0}150 = ^{0}360 \text{ x}$$
 $\frac{1500}{3600} = 0$ السنة الأولى وتمثل مساحة من الدائرة $\frac{1500}{3600} = 0$ السنة الثانية وتمثل مساحة من الدائرة $\frac{1000}{3600} = 0$ السنة الثالثة وتمثل مساحة من الدائرة $\frac{700}{3600} = 0$ السنة الرابعة وتمثل مساحة من الدائرة $\frac{400}{3600} = 0$

هذا ويبين الرسم التالي (الشكل :1:2) توزع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الجامعي 2005/2004



الشكل (1:2) توزع اعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية وفقاً للمستوى الدراسي للعام الشكل (1:2)

ملاحظة: لكل شكل يجب ان يكون رقماً وعنواناً وعادة يجب كتابة الرقم والعنون تحت الشكل.

ب - التمثيل البياني بواسطة الأعمدة:

تستخدم الأعمدة عندما نريد مقارنة الجزء بالجزء ودراسة تطور الظاهرة عبر الزمن مثل تطور اعداد طلبة الجامعة الأردنية عبر الزمن، او عندما تكون الأجزاء المراد اجراء المقارنة بينها كثيرة العدد نسبياً.

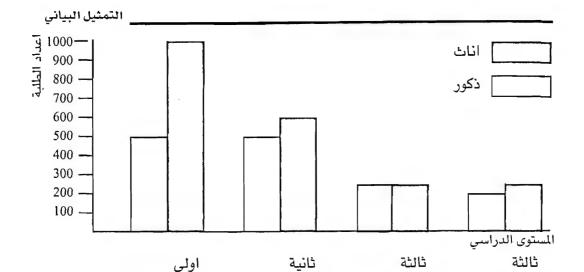
مثال 2:2

فيما يلي احصائية افتراضية باعداد طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الآردنية) وفقاً لمتغيري الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 كما هو وارد في الجدول (2: 2) .

الجدول (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغيري الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

المجموع	اناث	ذكور	الجنس الجنس المستوى الدراسي
1500	1000	500	اولی
1000	600	400	ثانية
700	350	350	לוגה
400	250	150	رابعة

الحل: لتمثيل البيانات السابقة بواسطة الاعمدة فاننا نلجأ الى رسم محورين محور افقي ومحور عمودي ويمثل المحور الافقي في العادة المتغير المستقل وفي مثل هذه الحالة يمثل المستوى الدراسي والجنس ويمثل المحور العمودي المتغير التابع وفي مثل هذه الحالة اعداد الطلبة او التكرارات، وفي حالة التوزيع التكراري يمثل المحور الافقي الفئات والمحور العمودي التكرارات، والشكل (2:2) يبين توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005



الشكل (2:2) توزع طلبة البكالوريوس في كلية العلوم التربوية (الجامعة الاردنية) وفقاً لمتغير الجنس والمستوى الدراسي للعام الجامعي 2004 / 2005 .

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان عرض او قاعدة المستطيلات متساوية من مستطيل لاخر، والاختلاف فقط هو في الاطوال، وذلك لاختلاف التكرارات، أو الاعداد كما ان نقطة التقاء المحور الافقي مع المحور العمودي تمثل الصفر.

ملاحظة: عند تمثيل البيانات بالاعمدة يفترض ان نسمي كل محور من المحاور كما في الشكل أعلاه.

2:1:2 التمثيل البياني للمتغيرات الكمية.

i. الجداول التكرارية Frequency Tables:

إن هدف وضع البيانات في جداول تكرارية هو تنظيمها واختصارها وذك لتسهيل فهمها وتفسيرها .إن البيانات التي نجمعها عن ظاهرة ما يصعب احيانا فهمها ما لم تنظم بطريقة معينة ومن هذه الطرق وضع البيانات في جداول تكرارية ذات فئات وتعتبر خطوة اولى في فهم وتحليل البيانات.

مثال 2: 3

لنفرض ان الجدول (2: 3) التالي يمثل علامات (180) طالباً في امتحان مادة الاحصاء في التربية فإذا كنت انت احد الطلبة الذين تقدموا للامتحان وكانت علامتك تساوي (55) فريما تتسائل كم طالباً كانت علامته اعلى من علامتك. إن الجدول التكراري قد يوضح لنا ذلك.

ي مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي)	المجدول (2: 3) علامات (180) طالباً فو
--	---------------------------------------

56	55	57	54	35	44	36	43	51	69	52	68
56	48	57	47	47	32	48	33	53	54	54	55
55	52	56	53	48	50	56	51	49	64	57	65
56	52	55	53	25	49	24	50	48	41	49	42
41	49	40	50	46	53	45	54	64	63	63	64
56	50	46	49	47	62	55	63	55	44	54	45
49	64	48	65	45	67	46	68	37	55	38	56
63	59	62	60	59	56	58	57	47	58	46	59
41	52	40	53	46	42	45	43	50	55	49	56
46	39	45	40	33	55	32	56	34	41	33	42
45	56	46	57	57	53	56	54	44	37	43	38
55	38	56	39	54	46	55	47	39	49	40	50
50	36	44	35	45	36	49	37	30	36	29	37
46	63	48	62	49	51	47	52	42	41	43	42
56	38	48	37	47	48	55	49	61	52	60	53

الحل: لعمل جدول تكراري فاننا نلجأ الى الخطوات الاتية:

- العادة ان يكون الجدول ويفضل في العادة ان يكون عدد الفئات بين (10 20) فئة، حتى يكون الجدول في صفحة واحدة. هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان تحديد عدد الفئات متروك للباحث، وذلك حسب الهدف الذي يريد الباحث ان يحققه، وذلك من خلال وضع البيانات في فئات. فلذا فاننا في البداية نحدد من البيانات الواردة في الجدول (2: 3) اعلى علامة وهي في المثال السابق (69) وأدنى علامة وهي (24) فيكون المدى الحقيقي لهذه البيانات هو (69 24) + 1 = 46.
- 2 تحديد طول الفئة: للنفرض ان عدد الفئات المطلوبة او التي نرغب ان نضع البيانات ضمنها هي (10) فئات فإن

طول الفئة =
$$\frac{| \text{لدى} |}{\text{عدد الفئات}}$$

$$= \frac{46}{10}$$

$$= 4.6 =$$

وبالتقريب فان طول الفئة يساوي (5) ويفضل ان يكون طول الفئة فردياً وذلك لسهولة الحسابات بالطرق اليدوية.

3 - نبدأ بالفئة الأولى مبتدئين من أقل قيمة في التوزيع او اعلى قيمة بحيث تكون هذه

القيمة في احدى الفئات، ويفضل ان يكون الحد الأدنى للفئة من تكرارات طول الفئة وعلى هذا الاساس فان الفئة الأولى هي (65 - 69) وفيها تقع العلامة 69 وهي اعلى قيمة في التوزيع ونبدأ بوضع الفئات مبتدئين من هذه الفئة ونستمر حتى تقع ادنى علامة في الفئة الاخيرة من التوزيع، والجدول (2: 4) التالي يمثل توزيع علامات الامتحان النهائي في مادة الاحصاء في التربية لـ (180) طالباً والواردة في جدول(2: 3).

صاء في التربية له (180) طالباً.	لعلامات الامتحان النهائي في مادة الاحد	الجدول (2: 4) التوزيع التكراري
---------------------------------	--	--------------------------------

ماعد نازل 6 180 67 65,5 - 64,5 06 69 - 65 21 174 62 64,5 - 59,5 15 64 - 60 58 159 57 59,5 - 54,5 37 59 - 55 88 122 52 54,5 - 49,5 30 54 - 50 130 92 47 49,5 - 44,5 42 49 - 45	ſ	تكرار تراكمي	تكرار تراكمي	مركز الفئة	الحدود الفعلية للفئات	التكرار	الفئة
21 174 62 64,5 - 59,5 15 64 - 60 58 159 57 59,5 - 54,5 37 59 - 55 88 122 52 54,5 - 49,5 30 54 - 50	L	نازل	صاعد				
152 50 42 44,5 - 39,5 22 44 - 40 170 28 37 39,5 - 34,5 18 39 - 35 177 10 32 34,5 - 29,5 07 34 - 30 179 3 27 29,5 - 24,5 02 29 - 25 180 1 22 24,5 - 19,5 01 24 - 20		21 58 88 130 152 170 177	174 159 122 92 50 28 10	62 57 52 47 42 37 32	64,5 - 59,5 59,5 - 54,5 54,5 - 49,5 49,5 - 44,5 44,5 - 39,5 39,5 - 34,5 34,5 - 29,5 29,5 - 24,5	15 37 30 42 22 18 07 02	64 - 60 59 - 55 54 - 50 49 - 45 44 - 40 39 - 35 34 - 30 29 - 25

4 - تحديد الحدود الفعلية للفئات على اعتبار أن المتغير هو تحصيل الطلبة في مادة الاحصاء متغير كمي متصل، فلذا فان الفئة الأولى (65 - 69) تكون حدودها الفعلية قبل التقريب هي 64.5 - 69.5 وتقرأ على انها 64.5 الى أقل من 69.5 اي اننا نطرح 0.5 من الحد الأدنى للفئة. وبالتالي يمكن لنا تحديد الحدود الفعلية للفئات كما هو وارد في الجدول (2: 4) السابق.

5 - تحديد مركز كل فئة من فئات التوزيع (Midpont) وذلك من خلال جمع حدي الفئة وتقسيمه على (2) ففي المثال السابق (الجدول (2: 4) فان:

= 67 وهكذا بالنسبة لبقية الفئات

وقد يكون من الأسهل ان نطرح طول الفئة من مركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثانية، وبعد تحديد مركز الفئة الثانية نطرح طول الفئة منها ايضاً لتحديد مركز الفئة الثالثة وهكذا، وهذا ينطبق على البيانات الواردة في الجدول (2: 4) لاننا بدأنا من أعلى

فئة الى أدنى فئة، وفي حالة البداية بأدنى فئة فاننا نحدد مركز الفئة الأولى وبعد ذلك نضيف طول الفئة لمركز الفئة الأولى لتحديد مركز الفئة الثاني وهكذا بالنسبة لباقي الفئات.

6 - يمكن الاستفادة من البيانات الواردة في الجدول (2: 4) لغايات التمثيل البياني. ان وضع العلامات الخام في جدول تكراري يمكننا من ان نعرف عدد الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن قيمة معينة او تقل علاماتهم عن قيمة معينه فمثلاً كم طالباً علاماتهم (55) و تزيد عن ذلك يمكن لنا من الجدول ان نحسب هذا العدد ويساوي 37 + 15 + 6 = 58 طالباً وهكذا او معرفة عدد الطلبة بين قيمتين معينتين في التوزيع وبالتالي يمكن ان نجد ما يسمى بالتكرار التراكمي المجتمع الصاعد والتكرار التراكمي المجتمع النازل، وهذا يساعدنا فيما بعد في حساب المئينات Percentile والرتب المئينية Rank

ويسمى التكرار تكرار متجمع صاعد عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات مقابل اكبر فئة، ففي المثال السابق فان المجموع الكلي للتكرارات يساوي (180) وبالتالي يقابل هذا المجموع الفئة (65 - 69) ومن هنا نبدأ بعملية الجمع التراكمي من ادنى فئة وهي الفئة (20 - 24) ويقابلها تكرار (1) والفئة الثانية (25-29) يقابلها تكرار (2) وههكذا وفي حالة تكرار مجتمع صاعد نبدأ به التكرار (1) للفئة الأولى، اما الفئة الثانية فتكرارها التراكمي يساوي مجتمع صاعد نبدأ به الاضافة الى تكرار الفئة التي دونها وهكذا تستمر العملية حتى نصل الى المجموع الكلي والذي يقابل اكبر فئة أو علامة.

اما بالنسبة للتكرار المجتمع النازل فيسمى بذلك عندما يكون المجموع الكلي للتكرارات يقابل اقل فئة أو علامة، ففي المثال السابق (جدول 2: 24) المجموع الكلي للتكرارات (180) يقابل الفئة (20 - 24) وبالتالي نبدأ بعملية الجمع التراكمي من فئة (65 - 69).

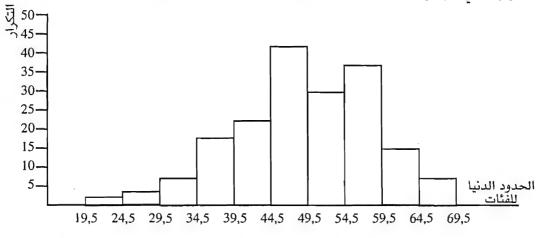
ان الفئة (65 - 69) يقابلها التكرار (6) والفئة (60 - 64) يقابلها التكرار (15) وبتطبيق القاعدة السابقة فان الفئة (60 - 64) يقابلها التكرار التراكمي (21) والفئة (55 - 59) يقابلها التكرار التراكمي النازل 58 اي 6 + 15 + 37 اي ان ادنى فئة يقابلها المجموع الكلي للتكرارات وكلما كبرت الفئة كلما زاد المجموع الكلي للتكرارات التي يقابلها.

ب - التمثيل البياني للجداول التكرارية بيانياً Graphic presentation إن بعض الباحثين لا يكتفي بوضع البيانات في جداول تكرارية من اجل اختصارها وفهم بياناتها واستنتاج نتائج منها، بل يعمد احياناً الى تمثيل هذه البيانات بيانياً وذلك بهدف تسهيل فهمها.

ومن الطرق التي تستخدم في تمثيل البيانات في الجدول التكرارية بيانيا الآتي:

1 - المدرج التكراري Frequency Historgram

إن تمثيل البيانات في مدرج تكراري يعني تمثيل تكرار كل فئة من فئات التوزيع التكراري بمستطيل تكون حدود قاعدته هي الحدود الفعلية للفئات وارتفاعه هو تكرار تلك الفئة، فلذا فإننا نرسم محورين احدهما المحور الأفقي ونضع عليه الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي ونضع عليه تكرار الفئات، وفيما يلي الشكل (2: 3) يمثل مدرج تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2: 4).

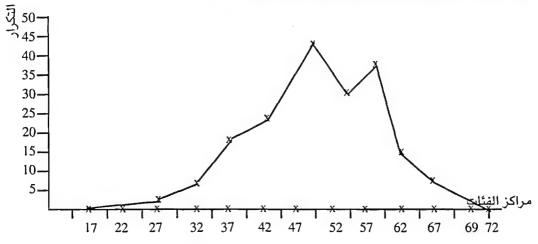


الشكل (2: 4) مدرج تكراري لعلامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان النهائي) والواردة في الجدول (2: 4)

2 - المضلع التكراري Frequency Polygon

هو الطريقة الثانية لتمثيل بيانات الجداول التكرارية وهو شكل مغلق مساحته تساوي مساحة المدرج التكراري وحتى يكون الشكل مغلق لا بد من اضافة فئتين للتوزيع تكرار كل واحدة منهما صفراً. احدهما في ادنى التوزيع والاخرى في أعلى التوزيع، وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (2: 4) فإن الفئتين هي الفئة 70 - 74 وتكرارها صفر في أعلى اللتوزيع والفئة 15 - 19 في أدنى التوزيع وتكرارها صفر، أما الحدود الفعلية لهما فهي 14,5 و 74,5 و 14,5 و 19,5 و بما اننا سنمثل كل فئة وتكرارها بنقطة فإن افضل ما يمثل

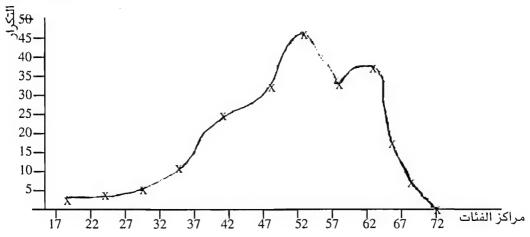
الفئة هو مركزها، فلذا فاننا بعد رسم المحور الافقي والعمودي فاننا نضع على المحور الافقي مراكز الفئات والتي تكون في منتصف الحدود الفعلية للفئات والمحور العمودي تكرار الفئات وبعد ذلك يتم ايصال كل نقطتين متجاورتين بخط مستقيم ويكون الناتج مضلع تكراري، هذا ويمثل الشكل (2: 4) مضلع تكراري للبيانات الواردة في الجدول (2: 4) بالاضافة الى الفئتين الفارغتين واللتين تكرارهما صفر.



الشكل (2: 4) مضلع تكراري يمثل توزيع علامات (180) طالباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان الشكل (2: 4) .

3 - المنحنى التكراري Frequency Curve

المنحنى التكراري هو الطريقة الثالثة لتمثيل البيانات في الجداول التكرارية بيانياً ويتم ذلك بتمهيد المضلع التكراري وتحويل خطوطه المنكسرة الى خطوط متصلة منحنية ويفضل رسم المنحنى التكراري للمتغيرات المتصلة. واذا كانت البيانات كثيرة وعدد الفئات كبير، والشكل (2: 5) يمثل منحنى تكراري لتوزيع علامات (180) طالباً والواردة في جدول (2: 4).



الشكل (5:2) منحنى تكراري لتوزيع علامات 180 طائباً في مادة الاحصاء في التربية (الامتحان الشكل (5:2) .

ملاحظة: ان المساحة تحت المضلع التكراري ليس بالضرورة ان تساوي المساحة تحت المنحنى، لأن المضلع التكراري يمر بجميع النقاط والمنحنى التكراري ليس بالضرورة ان يمر من جميع النقاط وانما في بعض الحالات قد يمر من اغلب النقاط.

هذا ويتم الايصال بين النقاط بخط مائل واملس.

ومن اشكال المنحنيات التكرارية:

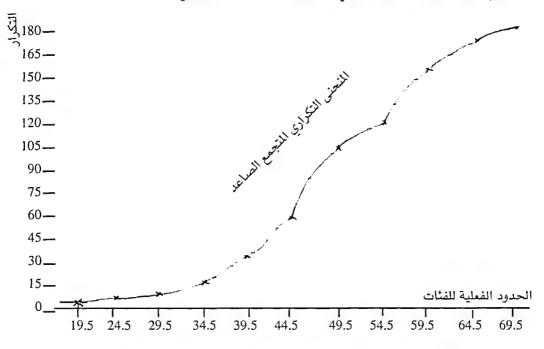
أ - المنحنى التكراري الصاعد، وهنا يتم رسم محورين، المحور الصادي ويوضع عليه الحدود الفعلية للفئات مبتدئين من الحد الأدنى الحقيقي للتوزيع ومنتهين بالحد الأعلى الحقيقي للفئات، ونضع على المحور العمودي التكرار التراكمي الصاعد.

هذا ونتعامل في حالة المنحنى التكراري المجتمع الصاعد مع البيانات الواردة في الجدول (2: 4) كما هو الحال في الجدول (2: 5) ادناه.

الجدول (2: 5) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي الصاعد للبيانات الواردة في الجدول (2: 4)

التكرار التراكمي الصاعد	الحدود الفعلية
صفر	19.5 او اقل
1	24.5 او اقل
2	29.5 او اقل
10	34.5 او اقل
28	39.5 او اق
50	44.5 او قل
92	49.5 او اقل
122	54.5 او اقل
159	59.5 او اقل
174	64.5 او اقل
180	69.5 او اقل

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2: 5) كما هو في الشكل (2: 6)



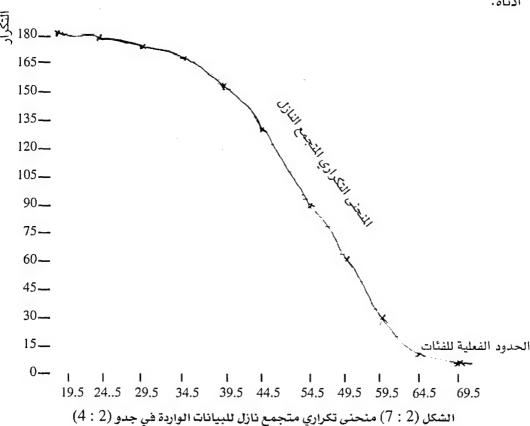
الشكل (2: 6) منحنى تكراري متجمع صاعد للبيانات الواردة في جدول (2: 4)

اما في حالة المنحنى التكراري المتجمع النازل فاننا نتعامل مع البيانات الواردة في الجدول (2: 4) على النحو الوارد في (جدول 2: 6) .

الجدول (2: 6) الحدود الفعلية للفئات والتكرار التراكمي النازل للبيانات الواردة في الجدول (2: 4)

التكرار التراكمي نازل	الحدود الفعلية للفئات
180	19.5 او اکثر
179	24.5 او اکثر
177	29.5 او اکثر
170	34.5 او اکثر
152	39.5 او اکثر
130	44.5 او اکثر
88	49.5 او اکثر
85	54.5 او اکثر
21	59.5 او اکثر
6	64.5 او اکثر
صفر	69.5 او اکثر

ويتم تمثيل البيانات الواردة في الجدول (2: 6) السابق على النحو الوارد في الشكل (2: 7) ادناه.



4 - الخط البياني:

يفضل استخدام الخطوط البيانية عندما يكون المتغيرات التي نتعامل معها من النوع الكمي المتصل، فاذا اردنا على سبيل المثال تمثيل العلاقة بين الذكاء والتحصيل بيانياً فاننا قد نلجأ الى الخط البياني، حيث نضع على المحور الافقي (السينات) علامات الذكاء وعلى المحور العامودي (الصادي) علامات التحصيل.

مثال 2: 4

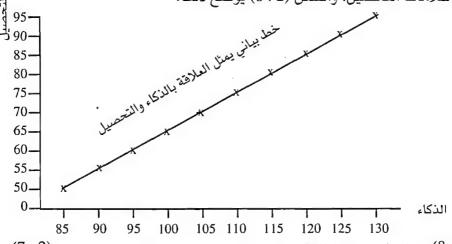
لنفرض انه يوجد لدينا البيانات التالية والواردة في الجدول (2: 7) والمتعلقة بمعامل الذكاء والتحصيل لـ (10 أفراد).

ه من (١٥) اكراد،	الجدول (۲.2) معامرت الدفاء والتحصيل تعييبه من (۱۰) الدراد :				
التحصيل	معامل الذكاء	الافراد			
95	130	1			
90	125	2			
85	120	3			
80	115	4			
75	110	5			
70	105	6			
65	100	7			
60	95	8			
55	90	9			
50	85	10			

الحدول (7:2) معاملات الذكاء والتحصيل لعينة من (10) افراد.

الحل:

لتمثيل العلاقة بين المتغيرين (الذكاء والتحصيل) فاننا نلجأ الى الخط البياني وفي مثل هذه الحالة نرسم محورين، المحور السيني ويمثل عليه معاملات الذكاء والمحور الصادي ويمثل عليه علامات التحصيل، والشكل (2: 8) يوضح ذلك.

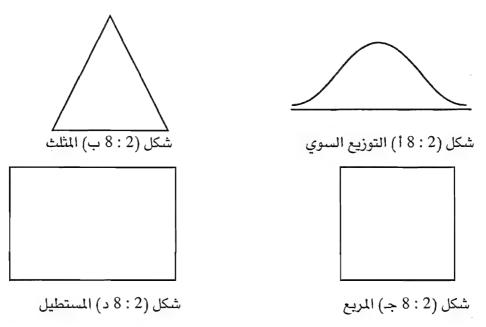


الشكل (2: 2) خط بياني يمثل العلاقة بين الذكاء والتحصيل للبيانات الواردة في الجدول (2: 7)

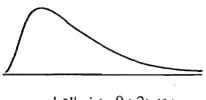
2: 2 اشكال المنحنيات التكرارية 2: 2 اشكال المنحنيات التكرارية

هناك العديد من الاشكال للتوزيعات التكرارية فهناك تقسيمات للاشكال وذلك على النحو الآتى:

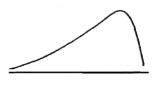
1 - التوزيعات المتماثلة وغير المتماثلة عمود على المحور الافقي ويقسم هذا العمود التوزيع الى متماثلاً اذا كان بالامكان اقامة عمود على المحور الافقي ويقسم هذا العمود التوزيع الى قسمين متساويين، اي ينطبقان على بعضهما البعض والاشكال (2:8 أ، 2:8 ب 2:8 ج، 8:2 د) تمثل توزيعاً متماثلاً.



أما بالنسبة للتوزيعات غير المتماثلة فتسمى بالتوزيعات الملتوية (Skewness) ويكون التوزيع ملتوياً إذا امتد احد طرفيه الى اليمين اكثر او الى اليسار اكثر، ويكون ايضاً ملتوياً اذا كانت القيمة العليا فيه بعيدة عن المركز، اي اذا كان عالياً من جهة ومنخفضاً من جهة ثانية وفيما يلي الاشكال (شكل 2: 9 أ وشكل 2: 9 ب) التي تمثل التوزيعات الملتوية.



شكل (2: 9 ب) ذو التواء موجب



شكل (2: 91) ذو التواء سالب

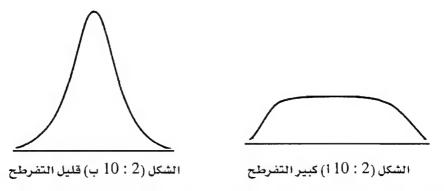
ان الطريقة الاسهل لقياس الالتواء هي في استخدام ما يسمى -Pearsonian Coeffi cent of Skewness وذلك من خلال المعادلة (2: 1) الآتية:

$$sk = \frac{3(\overline{x} - median)}{S} = \frac{(المتوسط - الوسيط)}{S}$$
 (1:2) الالتواء الالتواء الانحراف المعياري

إن قيمة الالتواء تتراوح بين + 3 و - 3 فاذا كان التوزيع متماثل فإن الالتواء (SK) موجب لأن الوسط يكون اكبر من الوسيط، وبالتالي تكون البيانات ملتوية نحو اليمين وذلك لان المتوسط يتأثر بالقيم الشاذة فائنا نتوقع ان ينحرف باتجاه اليمين، اما إذا كان الالتواء سالباً، فإن البيانات تتجه نحو اليسار والوسط يكون أقل من الوسيط.

3 - التمييز الاخر على ما يسمى تفرطح التوزيع (Kurtosis) والذي يقيس مدى تفرطح التوزيع وتكون قيمته قليلة اذا كانت البيانات القريبة من الوسط الحسابي كثيرة والتوزيع التكراري للبيانات البعيدة عن الوسط الحسابي قليلة.

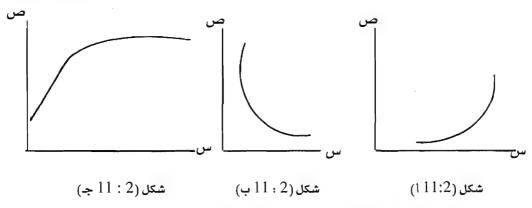
وهناك بعض التوزيعات كبيرة التفرطح كما هو في الشكل (2 : 10 أ) (Playkurtic) والبعض الاخر قليل التفرطح (Leptokurtic) كما هو في الشكل (2 : 10 ب).



فعندما يكون التوزيع كبير التفرطح يعني ان البيانات متباعدة (التباين عالي) اما في حالة قليل التفرطح فإن البيانات متقاربة (التباين قليل)، اي ان هناك تجانساً اكثر بين الافراد من حيث الخصائص او الصفات إذا كنا نتحدث عن خصائص او صفات.

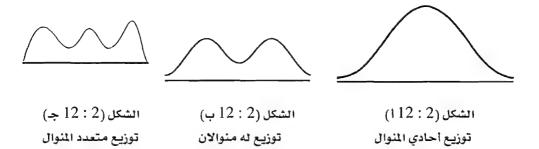
4 - هناك. توزيعات اخرى كما هو الحال في التوزيعات الواردة في الاشكال (2: 11 أ، 11 2 . . . 2 : 11 ج).





ان التوزيع الوارد في الشكل (2: 11 أ) يمثل علاقة طردية بين المتغير (س) والمتغير (ص)، والتوزيع الثاني والوارد في الشكل (2: 11ب) يمثل علاقة عكسية بين االمتغير (س) والمتغير (ص)، اما التوزيع الاخير الوارد في الشكل (2: 11 جـ) فيشير الى ان العلاقة بين (س و ص) علاقة طردية ولكن هناك ثبات بعد فترة معينة، كما هو الحال في العلاقة بين عدد مرات التدريب والاداء، اي انه كلما زادت مرات التدريب كلما زاد الاداء الى حد ما ثم بعد الزيادة في عدد مرات التدريب لن يؤدي الى الزيادة في الاداء وهذا ما يسمى بالحد الأعلى في التعلم.

5 - التمييز بين التوزيعات حسب المنوال، فهناك توزيعات ذات منوال واحد (احادية المنوال) كما هو الحال في الشكل كما هو الحال في الشكل (2: 12 أ))، وتوزيعات ثنائية المنوال كما هو الحال في الشكل (2: 12 ب)، وتوزيعات متعددة المنوال (اكثر من منوالين) كما هو الحال في الشكل (2: 12 ج).



اسئلة على الفصل الثاني

1 - عدد طرق تمثيل البيانات ومتى يفضل استخدام كل طريقة.

في احدى الجامعات.	التربوية	العلوم	كلىة	طلبة	حصائبة باعداد	ىلى ا	ونما	- 2
		1 -	-	•		~	-	

اعداد الطلبة	السنة الدراسية
1500	الأولى
900	الثانية
800	الثالثة
400	الرابعة

مثل هذه البيانات بواسطة الدائرة وبواسطة الأعمدة.

3- فيما يلى علامات 52 طالباً في امتحان ما.

بالرجوع للبيانات أعلاه أجب عن الاسئلة التالية:

أ - مثل البيانات في جدول تكراري بحيث تكون الفئة الدنيا 65 - 69.

ب - مثل البيانات بواسطة الأعمدة؟

ج - مثل البيانات بواسطة مدرج تكراري، ومضلع تكراري؟

د - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع صاعد؟

ه - مثل البيانات بواسطة خط بياني متجمع نازل؟

- و 1- عند رسم مضلع تكراري ما هي احداثيات الفئة 60 64.
- 2- عند رسم مدرج تكراري، ما هي احداثيات الفئة 75 79.
- -3 عند رسم اعمدة بيانية، ما هي احداثيات الفئة 15 19.
 - 4- ما خصائص المنحنى السوي (الطبيعي)؟



الفصل الثالث

مقاييس النزعة المركزية

1:3 مقدمة

2:2:1 مقاييس النزعة المركزية

1:2:3 المنوال

1:2:2:3 الوسط الحسابي

2:2:2 الوسط الحسابي المرجح لاوساط حسابية

3:2:2:2 خصائص الوسط الحسابي

3:2:3 الوسيط

اسئلة على الفصل الثالث

مقاییس النزعة الركزية Measures of Central Tendency

1:3 مقدمة

لقد ذكرنا في الفصل الثاني عن كيفية تنظيم البيانات وتلخيصها في جداول تكرارية، ووصف التوزيعات التكرارية عن طريق الرسم بالاعمدة والمدرج التكراري والمضلع التكراري، ولكن الباحث يرغب احيانا في اجراء مقارنات بين عدد من التوزيعات فلذا يعمد الى وصف البيانات بطرق كمية رقمية للتوزيعات التكرارية، ويلزمنا لوصف البيانات او التوزيعات التكرارية ومقارنتها مع بعضها البعض معرفة ثلاثة انواع من المعلومات هى:

- 1. معرفة شكل البيانات Shape of the Data
- 2. موقعها على المقياس او ادوات القياس Location
- 3. وصف توزيع الفروق بين الدرجات لهذه البيانات Dispersion

هذا وقد تحدثنا في الفصل الثاني عن شكل البيانات من خلال التمثيل البياني للبيانات.

وفيما يتعلق بالنقطة الثانية فسوف نتحدث عن مقاييس النزعة المركزية (المنوال، الوسط الحسابي، الوسيط). وقبل البدء باجراءات وطرق حساب مقاييس النزعة المركزية فمن الضروري ان نتعرف على الاجراءات لوصف الدرجات الفردية، اي الدرجات الخام فمن الضروري التي يحصل عليها الطالب في امتحان معين، فالدرجة الخام التي يحصل عليها الطالب في امتحان معين، فالدرسين وغيرهم من المهتمين عليها الطالب في امتحان ما لا معنى لها منفردة، فلذا فان المدرسين وغيرهم من المهتمين بالموضوع يقدمون تفسيرات معيارية لهذه الدرجات، مثال ذلك لو كانت علامة طالب في امتحان ما تساوي (90) فالمدرس يحاول ان يوضح للوالدين موقع هذا الطالب بالنسبة للاخرين فقد يقول انه من المبرزين او الاوائل او ان رتبته تساوي 95% او اعلى من متوسط الطلبة وهكذا.

وباختصار فاننا اذا اردنا ان نصف توزيع ما فيجب ان نبين شكل التوزيع ومتوسطه وتشتته، فالرسم يبين شكل التوزيع بينما مقاييس النزعة المركزية تبين متوسط او وسيط التوزيع ومقاييس التشتت تبين المدى الذي تتوزع فيه هذه البيانات او الدرجات.

2:3 مقاييس النزعة المركزية Measures of Central Rendency

اذا كان مجتمع الدراسة كبيراً فان معظم السمات التي نقيسها عند افراد المجتمع تتجمع في وسط التوزيع وقليل منها يكون على طرفي التوزيع، ففي التوزيعات السوية او الطبيعية فان معظم اطوال الطلبة تقع حول وسط التوزيع وبالتالي فان مقياس النزعة المركزية (كالمتوسط مثلاً) يقع تقريباً في مركز التوزيع، اما في التوزيعات الملتوية غير السوية فربما لا تقع مقاييس النزعة المركزية قرب المركز وقد اشرنا في الفصل الثاني الى بعض التوزيعات الملتوية. وهكذا فانه ليس المهم حساب مقياس النزعة المركزية بل ايضا تفسير البيانات بناءً على الشكل العام للتوزيع.

هناك ثلاث مقاييس للنزعة المركزية هي المنوال والوسط الحسابي والوسيط وفيما يلي وصف وتوضيح لكل مقياس من هذه المقاييس.

1:2:3 المنوال Mode:

هو ابسط مؤشرات مقاييس النزعة المركزية ويعرف بانه القيمة الاكثر تكراراً في توزيع ما، فلو كان لدينا القيم التالية: 4 ، 6 ، 8 ، 4 ، 7 فالقيمة الاكثر تكراراً هنا هي (4)، فلذا فهي منوال التوزيع.

اما اذا كانت القيمة في جدول تكراري فان المنوال هو مركز الفئة الاكثر تكرار، فلو نظرنا الى البيانات الواردة في الجدول (1:3).

اً في امتحان ما	ا طالباً	علامات (27)	(1:3) توزع	الجدول
حی استان ا	<u></u>	(_,, _,_,_	(2)	الجدول

التكرار	الفئة
3	9-5
5	14-10
7	19-15
6	24-20
4	29-25
2	34-30

فان المنوال هو العلامة 17، اي مركز الفئة الاكثر تكراراً ويتم الحصول عليه باستخراج متوسط مجموع حدي الفئة والذي يساوي في هذه الحالة:

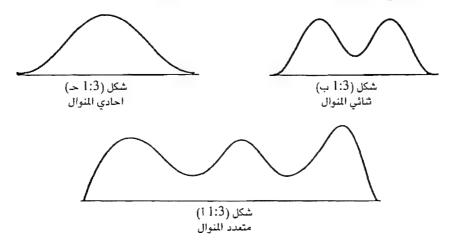
$$17 = \frac{19 + 15}{2}$$

ويسمى التوزيع احادي المنوال Unimodal اذا كان له منوال واحد واحيانا يكون هناك في توزيع ما منوالين bimodal كما هو الحال في البيانات الآتية:

فالقيم الاكثر تكراراً في التوزيع هما العلامتين 3 ، 6، فلذا فان لهذا التوزيع منوالان هما العلامة (3) وتكرارها (2) ويسمى التوزيع في مثل هذه الحالة ثنائي المنوال.

اما اذا كان للتوزيع اكثر من منوالين فيسمى عندئذ متعدد المنوال Multimodal وذلك كما هو في البيانات التالية:

فالقيم الاكثر تكراراً في البيانات السابقة هي العلامات 3 ، 4 ، 9 اذ ان تكرار كل منها (2)، هذا وتوضح الاشكال (1:3 أ ، 1:3 ب ، 1:3 حـ) ذلك.



2:2:3 الوسط الحسابي Mean

الوسط الحسابي هو اكثر مقاييس النزعة المركزية استخداماً وهو المعدل الحسابي لمجموعة من القيم او الدرجات ويرمز له بالرمز (\overline{X}) او (\overline{X}) اذا كان لمجتمع. ويمكن حساب الوسط الحسابي باستخدام المعادلة الآتية:

مقاييس النزعة المركزية

المعادلة 1:3

$$\overline{X} = \frac{\sum x}{N}$$

$$\vec{w} = \frac{\sum \vec{w}}{\vec{v}}$$

مثال (1:3): ما الوسط الحسابي للقيم الآتية:

60 . 65 . 68 . 69 . 70

بالرجوع الى المعادلة السابقة فان:

$$\frac{60+65+68+69+70}{5} = \overline{5}$$

66.4 =

اما اذا كانت القيم مكررة فان المعادلة السابقة تصبح على النحو الآتى:

المعادلة 2:3

$$\overline{X} = \frac{\sum fx}{\sum f}$$

او

حیث ترمز:

ت = مجموع التكرارات

3 = مجموع

مثال (2:3): فيما يلي توزيع علامات (12) طالباً في امتحان علم النفس (العلامة من 10). الجدول 2:3 توزع علامات 12 طالباً في امتحان علم النفس

ت س	التكرار (ت)	العلامة (س)
6	2	3
30	6	5
24	3	8
4	1	4
64	12	

وبتطبيق المعادلة (2:3) فان 3 ت س = 64 وبالتالي فان الوسط الحسابي لهذه القيم

$$\frac{64}{12} =$$

وبنفس الطريقة يمكن حساب الوسط الحسابي للبيانات الواردة في جدول تكراري. مثال (3:3): فيما يلي توزيع علامات الامتحان النهائي له (40) طالباً في مادة المدخل الى علم الاجتماع (جدول 3:3).

جدول (3:3) توزع علامات الامتحان النهائي لـ (40) طالباً لمادة المدخل الى علم الاجتماع

ت س	مركز الفئة	التكرار	الفئات
	(w)		
21	7	3	9-5
60	12	5	14-10
119	17	7	19-15
198	22	9	24-20
189	27	7	29-25
160	32	5	34-30
111	37	3	39-35
42	42	1	44-40
900		40	

الحل:

لحساب الوسط الحسابي للتوزيع اعلاه فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

- ا- نحدد مراكز الفئات لان مركز الفئة يفترض ان يمثل علامات الطلبة الواقعين في هذه الفئة أحسن تمثيل وبهذا يتحول التوزيع الى توزيع مشابه للتوزيع السابق، اي لدينا قيماً متكررة.
- 2- للحصول على مجموع القيم نضرب التكرار بمركز الفئة ثم نجمعها ونضعها في عمود جديد. (ت س)
- 3- نقسم حاصل الخطوة الثانية على مجموع التكرارت فنحصل على الوسط الحسابي وذلك باستخدام المعادلة 2:3، وبالتالى: فإن

$$\frac{900}{40} = \frac{900}{40}$$

22.5 =

1:2:2:3 الوسط الحسابي المرجح او الموزون Weighted Mean

اذا كان لدينا مجموعات او صفوف ذات اعداد مختلفة وكنا نعرف الوسط الحسابي لكل مجموعة او صف فكيف نحصل على الوسط الحسابي لهذه المجموعات.

مثال (4:3): اذا كان متوسط الشعبة (أ) في امتحان اللغة العربية (66)، وكان عدد افراد الشعبة (40)، وعدد افرادها (30) فما متوسط الشعبة (ب) هو (70)، وعدد افرادها (30) فما متوسط الشعبتين معاً.

الحل:

لايجاد الوسط الحسابي المرجح او الموزون فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية (المعادلة 3:3):

$$\frac{2\dot{2} + \dots + 3\dot{2} + 2\dot{2} + 2\dot{2} + 1\dot{2} + 1\dot{2}}{2\dot{2} + 1\dot{2} + 1\dot{2}} = \sqrt{2}$$

$$\bar{x}_{1}n_{1} + \bar{x}_{2}n_{2} + \bar{x}_{3}n_{3} + \dots + \bar{x}_{k}n_{k}$$

$$\mathbf{M} \bar{\mathbf{x}} = \frac{\bar{\mathbf{x}}_1 n_1 + \bar{\mathbf{x}}_2 n_2 + \bar{\mathbf{x}}_3 n_3 + ... + \bar{\mathbf{x}}_k n_k}{n_1 + n_2 + n_3 + ... + n_k}$$

 Λ متوسط المتوسطات او الوسط الحسابي المرجع

وبتطبيق المعادلة السابقة على البيانات الواردة في المثال فان:

$$\frac{30 \times 70 + 40 \times 65}{30 + 40} = \mathcal{A}$$

$$67.14 =$$

نلاحظ من الاجابة ان الوسط الحسابي المرجح او الموزون يقع بين الوسطين الحسابيين الذي حسب منهما.

2:2:2:3 خصائص الوسط الحسابي

هناك العديد من الخصائص التي يتمتع بها الوسط الحسابي وتتمثل بالآتي:

- 1- يأخذ المتوسط بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.
- 2- مجموع انحرافات القيم عن المتوسط تساوي صفراً، فلو اخذنا على سبيل المثال القيم التالية:

الفصل الثالث

- 3- يتأثر الوسط الحسابي بالعمليات الحسابية الاربعة.
- 4- يتأثر الوسط الحسابي بالقيم الشاذة او المتطرفة وذلك لان الوسط الحسابي يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه.
- 5- هناك صعوبة في حساب الوسط الحسابي في حالة الفئات المفتوحة لانه من الصعب تحديد مراكز الفئات، وهذه المشكلة يمكن ان تحل بتحديد مراكز للفئات بصورة تقريبية او حساب الوسيط.

3:2:3 الوسيط Median

يعتبر الوسيط المقياس الثالث من مقاييس النزعة المركزية ويسمى ايضا المئين. و 50th وعدما وهو نقطة في توزيع ما يقع تحتها 50% من الحالات او الدرجات، وعندما يكون عدد القيم معروف فانه يمكن حساب الوسيط وفقاً للخطوات الآتية:

1- ترتيب القيم او الدرجات ترتيباً تصاعدياً او تنازلياً.

2- اذا كان عدد القيم فردياً فان الوسيط هو القيمة التي تقع في منتصف التوزيع، ويتم ايجاد ترتيب الوسيط حسب المعادلة (4:3) الآتية:

Rank of Median =
$$\frac{N+1}{2}$$
 $\frac{1+\upsilon}{2} = \frac{\upsilon+\upsilon}{2}$

فاذا كان لدينا البيانات التالية: 3 ، 6 ، 12 ، 18 ، 19 ، 21 ، 25 فان القيم هنا عبارة عن سبع قيم ولذلك فان: ترتيب الوسيط = $\frac{1+7}{2}$

اي ان ترتيب الوسيط هو الرابع وبالتالي فان الوسيط يساوي (18)، حيث يقع تحته (3) قيم وفوقه (3) قيم اى 50% من القيم فوقه و 50% من القيم تحته.

هذا مع الاخذ بعين الاعتبار ان القيم السابقة مرتبة تصاعدياً.

مقاييس النزعة المركزية

3- اذا كان عدد القيم زوجياً، فإن منتصف المسافة بين القيمتين الواقعتين في وسط التوزيع تكون الوسيط، أي أن هناك ترتيبان وذلك وفقاً للمعادلة (5:3) الآتية:

First Rank =
$$\frac{N}{2}$$
 $\frac{\dot{\upsilon}}{2}$ \frac

وبتطبيق المعادلة (5:3) على البيانات التالية:

46 · 44 · 40 · 29 · 28 · 27 · 23 · 18
$$\frac{8}{2} = \text{div} \text{ If } R = \frac{8}{2}$$

$$4 = \frac{8}{2} = 1 + \left(\frac{8}{2}\right) = \frac{1}{2}$$

وبالرجوع الى البيانات السابقة فان الوسيط يقع بين القيمتين 28 ، 29 ، اي القيمتين اللتين ترتيبهما الرابع والخامس، وبالتالي فان الوسيط = $\frac{29+28}{2}$

$$28.5 =$$

ولكن عندما تكون القيم كثيرة ووضعت في جدول تكراري، فاننا نستخدم المعادلة (6:3) الآتية:

حيث ان: 11: الحد الادنى للفئة الوسيطية

cf : مجموع التكرارات تحت الفئة الوسيطية

fi : تكرار الفئة الوسيطية

w : طول الفئة

n: مجموع التكرارات

ولأيجاد قيمة الوسيط فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

- 1- ایجاد جدول تکراری منجمع صاعد.
- 2- نجد المجموع الكلي للتكرارات اي (مجن) ونضربه بـ 50% لمعرفة عدد القيم المطلوبة للحصول على الوسيط.
 - 3- نجد الحدود الفعلية لفئات التوزيع.
 - 4- نستخدم المعادلة (6:3) لحساب الوسيط.

مثال (5:3) فيما يلي توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما (جدول 4:3) الجدول (4:3) توزع علامات 180 طالبا في امتحان ما

تكرار متجمع صاعد	التكرار	الفئة
1	1	24-20
3	2	29-25
10	7	34-30
28	18	39-35
50	22	44-40
92	42	49-45
122	30	54-50
159	37	59-55
174	15	64-60
180	6	69-65

الحل:

لايجاد الوسيط او المئيني50 فاننا نلجأ الى الآتي:

- 1- ايجاد جدول تكراري متجمع صاعد (انظر الجدول 4:3).
 - $\frac{50}{100}$ × ترتیب الوسیط = مجموع التکرارات

مقاييس النزعة المركزية

$$\frac{50}{100}$$
 x 180 =

= 90 ، اي ان عدد التكرارات المطلوبة للوسيط تساوى 90

3- بالنظر الى التكرار المتجمع الصاعد فان الوسيط يقع بين التكرار المتجمع 50 والتكرار المتجمع الصاعد 92، وبالتالي يقع ضمن الفئة 45-49. والتى تكرارها 42

4- وبتطبيق المعادلة (6:3) فان:

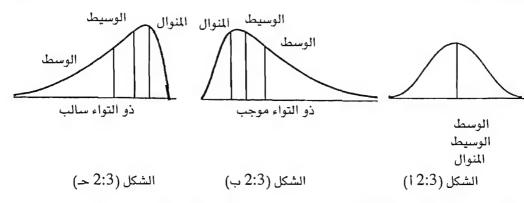
$$5 \times \left[\frac{50 - 0.50 \times 180}{42}\right] + 44,5 = 1$$
 الوسيط $49.26 = 1$

اي ان العلامة 49.26 هي العلامة التي يقع ضمنها او تحتها 50% من الحالات ويقع فوقها 50% من الحالات:

1:3:3 ملاحظات على الوسيط:

- 1- يستخدم الوسيط كمقياس للنزعة المركزية بدلاً من الوسط الحسابي عندما تكون هناك قيماً شاذة في التوزيع.
 - 2- يستخدم في حالة الفئات المفتوحة.
- 3- الوسيط قليل الحساسية للتغيرات التي تحدث في قيم البيانات الاصلية لانه يهتم بالقيم الواقعة في المنتصف ويهمل الاطراف على عكس المتوسط الذي يعتبر شديد الحساسية، لانه يأخذ بعين الاعتبارجميع القيم في حسابه.
- 4- يمكن استخدامه في حالة المتغيرات الكيفية او الوصفية التي لا نعبر عنها بالارقام كما هو الحال في ترتيب الافراد وفقاً لخصائصهم.
 - 4:3 مقارنة بين المنوال والمتوسط والوسيط: وما هو افضل مقاييس النزعة المركزية؟

إن الاجابة على هذا السؤال تعتمد على نوع المتغير الذي نتعامل معه هل هو وصفي ام كمي وكذلك على نوع المقياس المستخدم، فاذا كانت البيانات مقاسة على مستوى المقياس الاسمي، فإن المنوال هو الملائم، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى التراتيب فان كلأ من الوسيط والمنوال ملائمان، اما اذا كانت البيانات مقاسة على مستوى الفترات (المسافات)، والنسبة فان جميع مقاييس النزعة المركزية (الوسط، والوسيط، والمنوال) تكون ملائمة. هذا وتبين الاشكال (2:2 أ ، 2:3 ب ، 2:3 حـ) موقع كل من مقاييس النزعة المركزية:



ففي حالة الشكل (2:3 أ) فان الوسط والوسيط والمنوال تقع على نقطة واحدة وهذه الحالة عندما يكون التوزيع سوي او طبيعي Normal Distribution.

وفي حالة الشكل (2:3 ب) فأن الوسط يقع أول عند نهاية المنحنى وبعد ذلك يأتي الوسيط ومن ثم المنوال وهذا في حالة التوزيع الملتو التواء موجباً.

وفي حالة الشكل (2:3 ح) فإن الوسط يقع عند نهاية المنحنى من الجهة الاخرى ثم يليه الوسيط واخيراً المنوال، وهذه الحالة تكون عندما يكون التوزيع ملتو التواء سالباً.

إن اختيار احد مقاييس النزعة المركزية يعتمد ايضا على الغرض من استخدامه. فاذا كنا نريد ان نستنتج نتائج من العينة لتعميمها على المجتمع الذي سحبت منه العينة فان المتوسط عندئذ هو الملائم لانه يمكن معالجته رياضياً.

اما اذا كان الهدف وصف البيانات فيجب اختيار الاكثر ملائمة لذلك.

اسئلة الفصل الثالث س1: فيما يلي جدولاً تكرارياً لعلامات 120 طالباً

التكرار	الفئة
4	40-38
8	37-35
15	34-32
18	31-29
20	28-26
17	25-23
12	22-20
12	19-17
10	16-14
4	13-11
0	10-8

بالرجوع للبيانات في الجدول السابق اجب عن ما يلي:

1- احسب المتوسط والوسيط للبيانات السابقة؟

2- ما منوال التوزيع؟

3- اذا كان لديك بيانات عن ظاهرة ما وكان المتوسط يساوي الوسيط ويساوي المنوال فما شكل المنحنى الذي يمثل هذه البيانات؟



الفصل الرابع

مقاييس التشتت

- 4: 1 مقدمة
 - 2:4 المدى
- 4: 3 الانحراف المتوسط
- 4: 4 نصف المدى الربعي
 - 4: 5 التباين
 - 4: 6 الانحراف المعياري
- 4: 6: 1 ملاحظات على الانحراف المعياري
 - 4: 7 الخطأ المعياري للقياس
 - 4: 8 معامل الاختلاف
 - اسئلة على الفصل الرابع

مقاییس التشتت Measures of of Variation

1:4 مقدمة

إن شكل التوزيع ومقاييس النزعة المركزية هما خاصيتان من ثلاث خواص تستخدم في وصف توزيع ما. اما الخاصية الثالثة فهي مقاييس التشتت او كيفية توزع بيانات ما.

وفي الحقيقة فاننا لا نستطيع ان نميز بين قيمتين الا اذا عرفنا احد مقاييس التشتت واحد مقاييس النزعة المركزية، فالبيانات التالية:

30 ، 40 ، 50 ، 60 ، 70 ، وسطها هو (50) وكذلك البيانات التالية 48، 49، 50 ، 10، 50 ، 50 مى الاخرى وسطها (50)، ولكن هذين التوزيعين يختلفان عن بعضهما البعض.

فالتوزيع الاول مداه الحقيقي (41) بينما التوزيع الثاني مداه الحقيقي يساوي (5)، وبالتالى لا نستطيع ان نقول ان التوزيعين متماثلين بناءً على كون متوسطهما متساوى.

من هنا جاءت الحاجة الى مقاييس التشتت وذلك لغايات اجراء مقارنة بين توزيعين.

فلذا لنستطيع ان نقارن بين توزيعين فاننا بحاجة الى احد مقاييس النزعة المركزية واحد مقاييس التشتت المدى واحد مقاييس التشتت المدى والانحراف المتوسط ونصف المدى الربعى والانحراف المعيارى والتباين.

2:4 المدى Range

وهو ابسط مقاييس التشتت ويمكن حساب المدى الحقيقي للبيانات عن طريق المعادلة الآتية:

المعادلة 1:4

المدى = (أعلى قيمة - أدنى قيمة) + 1

Rang = [Largest Value Smaliest valu] + 1

ان اضافة (1) للفرق بين أعلى قيمة وأدنى قيمة حتى نضع بالاعتبار القيمتان المتطرفتان في التوزيع. فالمدى يعتمد في حسابه على قيمتين في التوزيع هما أدنى قيمة وأعلى قيمة ولا يدخل في حسابه كل قيم التوزيع.

3:4 الانحراف المتوسط Mean Deviation

يعرف الانحراف المتوسط بانه معدل مجموع انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها . ومن المعروف أنه من خواص المتوسط كما ذكرنا ان مجموع انحرافات القيم عن متوسطها يساوي صفراً . فلهذا قلنا في التعريف الانحرافات المطلقة ، اي بغض النظر عن اشاراتها . فلذا فاننا عند حساب الانحراف المتوسط نغض الطرف عن اشارات انحرافات القيم . ونجمع القيم المطلقة حتى لا يكون مجموعها صفراً .

فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد الانحراف المتوسط للقيم التالية:

9 ، 12 ، 7 ، 5 ، 2 ، 3 ، 4 فاننا نجد اولا المتوسط والذي يساوى في مثل هذه الحالة

$$\frac{(6-4) + (6-3) + (6-5) + (6-7) + (6-12) + (6-9)}{7} = \frac{(6-4) + (6-3) + (6-5) + (6-5) + (6-7) + (6-12) + (6-9)}{7}$$

ولكن يعاب على الانحراف المتوسط بانه لا يوجد اي مبرر رياضي لجمع القيم دون النظر الى اشاراتها. لذا فقد لجأ الاحصائيون لتطوير طريقة اخرى لحساب تشتت قيم توزيع ما، هذه الطريقة تدعى نصف المدى الربعي.

4:4 نصف المدى الربعي 4:4

بالاضافة الى ما ذكر سابقاً عن الانحراف المتوسط، فان نصف المدى الربعي يستخدم في حالة وجود قيم شاذة او متطرفة لانه في مثل هذه الحالة لا يمكن ان يعطينا المدى صورة صادقة عن الفروق بين الدرجات لان المدى كما رأينا يعتمد على القيم الموجودة على الاطراف.

كذلك يستخدم نصف المدى الربعي في حالة وجود فئات مفتوحة والتي يصعب تحديد مراكز فئات لها.

ويعرف نصف المدى الربعي بانه متوسط الفرق بين الريبع الثالث (ي75) والربيع الأول (ي25) ولحساب نصف المدى الربعي فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نحسب المئيني $_{75}$ كما مر معنا سابقاً وباستخدام المعادلة 6:3 ولكن بدلا من ضرب مجموع التكرارات في $\frac{50}{100}$.

الفصل الرابع

2- نحسب المئيني $_{25}$ وباستخدام ايضا المعادلة 6:3 ولكن نضرب مجموع التكرارات في $_{25}$.

3- يتم قسمة الفرق بين المئيني₇₅ والمئيني₂₅ على 2 فيكون الناتج نصف المدى الربعي.

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (4:3)

$$5 \times \left[\frac{122 - 0.75 \times 180}{37}\right] + 54.5 = 75$$
فان المئيني = 75.45 = $56.26 = 56.26 = 5 \times \left[\frac{28 - 0.25 \times 180}{22}\right] + 39.5 = 25$ اما المئيني = 3.864 + 39.5 = $43.36 = 43.36 = 3$

وباعتماد البيانات السابقة فان:

$$\left[\frac{43.36 - 56.26}{2}\right] = \frac{2}{2}$$
نصف المدى الربعي = $\frac{2}{6.45}$

يمتاز نصف المدى الربعي على الانحراف المتوسط بانه يقوم على اسس رياضية ولكن يعاب عليه اننا لا نعتمد في حسابه على كل قيم التوزيع بل على قيمتين هما المئيني والمئيني 25

5:4 التباين Variance

لقد بينا سابقاً أنه عند حساب الانحراف المتوسط بأننا نستخرج معدل انحرافات القيم المطلقة عن متوسطها وقلنا انه لا يوجد هناك مبرر رياضي لذلك، وتحاشياً لهذا جاء التباين ويعرف بانه معدل مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها، والهدف من تربيع الانحرافات للقيم هو للتخلص من اشارات السالب ويمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (2:4) التالية:

مقاييس التشتت

$$S^2 = \frac{\sum (x - \bar{x})^2}{n - 1}$$
 $\frac{2(\bar{w} - \bar{w})}{1 - \bar{v}} = \binom{2}{1 - \bar{v}}$

او يمكن حساب التباين باستخدام المعادلة 3:4

$$S^2 = \frac{\sum x^2 - (\sum x)^2}{n}$$
 $\frac{2(صج m)^2 - (n-1)}{2}$ $\frac{2(m-1)^2 - (n-1)}{2}$ $\frac{2(m-1)^2 - (n-1)}{2}$ $\frac{2(m-1)^2 - (n-1)^2}{2}$ $\frac{2(m-1)^2 - (n-1)^2}{2}$

اذ ان س : متوسط القيم

س: ترمز للقيم

مج: مجموع

وقد طرحنا (1) من عدد الافراد على اساس ان البيانات التي لدينا هي بيانات لعينة اختيرت من مجتمع ما ليتم دراستها وتعميم نتائجها فيما بعد على المجتمع الذي اختيرت منه. لذلك فاننا عندما نريد ان نستخرج التباين لبيانات مجتمع كامل فاننا نقسم على (ن)، اي جميع الافراد بدون ان تطرح منه القيمة (1).

مثال (1:4) احسب التباين للقيم الآتية: 5 ، 7 ، 10 ، 8 ، 6 ، 9

لايجاد التباين للبيانات الواردة في المثال (1:4) فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- نقوم بحساب الوسط للقيم السابقة وفي مثل هذه الحالة فان:

$$\frac{49}{7} = \frac{49}{7}$$

7 =

2- نطرح الوسط من كل قيمة من القيم ونربع الناتج وذلك كما هو وارد ادناه:

$$2(7-9) + 2(7-4) + 2(7-6) + 2(7-8) + 2(7-10) + 2(7-7) + 2(7-5) = 2(\overline{w} - w)$$

 $4+9+1+1+9+w$

28 =

3- يقسم الناتج من الخطوة رقم (2) على (عدد الافراد - 1) وبالتالي يكون

$$\frac{28}{1-7} = (^2)$$
 التباین (ع 2) = 4.67 =

كما يمكن الوصول الى نفس النتيجة باستخدام المعادلة (3:4)

وبتطبيق المعادلة 3:4 على البيانات الواردة في المثال (4:1) فأن:

$$81 + 16 + 36 + 64 + 100 + 49 + 25 = 2$$
مجـ س $= 371 =$

$$\frac{49 \times 49}{7} - 371 = {}^{2}\xi$$

$$4.67 =$$

اما اذا كانت القيم موضوعة في جدول تكراري فيمكن حساب التباين باستخدام المعادلة (4:4) الآتية:

$$S^2 = \frac{\sum fX^2 - (\sum fX)^2}{n-1}$$
 $\frac{2(صجت س)}{\dot{\upsilon}} - 2$ $\frac{2(m-1)}{\dot{\upsilon}} = 2$ $\frac{2}{\dot{\upsilon}}$

ن = مجموع التكرارت

مثال (2:4): فيما يلي توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية.

جدول 1:4 توزع علامات (15) طالباً في مادة الاحصاء في التربية

ت س2	س2	ت س	مركز الفئة (س)	التكرار (ت)	الفئة
144	144	12	12	1	14-10
867	289	51	17	3	19-15
2420	484	110	22	5	24-20
2916	729	108	27	4	29-25
2048	1024	64	32	2	34-30
8395		345		15	

وبتطبيق المعادلة (4:4) على البيانات الواردة في الجدول (1:4) فان

مقاييس التشتت

$$\frac{345 \times 345}{15} - 8395 = {}^{2}\xi$$

$$\frac{7935 - 8395}{14} = \frac{460}{14} = 32.86 = 0$$

6:4 الانحراف المياري Standard Deviation

الانحراف المعياري من اكثر مقاييس التشتت استخداماً ويعرف بانه الجذر التربيعي لمعدل مجموع مربعات انحرافات القيم عن متوسطها. اي ان الانحراف المعياري هو الجذر التربيعي التباين، ويتطلب حسابه اولا حساب التباين للقيم ثم استخراج الجذر التربيعي للتباين فيكون الناتج هو الانحراف المعياري.

فلو كان التباين لمجموعة من العلامات يساوي 64 فان الانحراف المعياري يساوي $\sqrt{64}$ = (8).

ففي حالة البيانات بدون وجود تكرارات فان المعادلة 2:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 5:4):

S =
$$\sqrt{\frac{\sum (X - \overline{X})^2}{n-1}}$$
 $\frac{2(X - \overline{X})^2}{1 - 2}$ $\frac{2(X - \overline{X})^2}{1 - 2}$ $\frac{2(X - \overline{X})^2}{1 - 2}$

والمعادلة 3:4 تصبح على النحو الآتي (المعادلة 6:4)

S =
$$\sqrt{\frac{\sum X^2 - (\sum X)^2}{n}}$$
 $\frac{2(\sum X)^2 - (\sum X)^2}{2}}{n-1}$ $\frac{2(\sum X)^2 - (\sum X)^2}{2}}{2}$ $\sqrt{\frac{2}{2}}$

اما في حالة التكرارات، ولايجاد الانحراف المعياري فان المعادلة 4:4 تصبح على النحو الآتى (المعادلة 7:4)

$$S = \sqrt{\frac{\sum fX^2 - (\sum fX)^2}{n}}$$
 $\frac{2(n-1)}{n}$ $\frac{2(n-1)}{n}$ $\frac{2}{n}$ $\frac{2}{n}$

يستخدم التباين او الانحراف المعياري لوصف تشتت القيم عن متوسطها. اي لوصف بعد وقرب القيم عن المتوسط، فكلما كانت قيمة الانحراف المعياري كبيرة دل ذلك على تشتت وتباعد القيم عن المركز، والقيمة القليلة للانحراف المعياري تدل على تجانس اكثر بين القيم، ولكن الانحراف المعياري يستخدم اكثر من التباين لان التباين يعبر عنه بوحدات مربعة بينما الانحراف المعياري يعبر عنه بقيم مشابهة للقيم الاصلية، مثال ذلك في تفسيرنا لدرجة ذكاء(115)، فاذا كان المتوسط 100 والانحراف المعياري لمقياس الذكاء (15) فلذا فإن درجة الذكاء هذه تقع فوق المتوسط بانحراف معياري واحد وهو (15) بينما لو استخدمنا التباين يكون (15) اي 225، فلا يكون هنا مفيداً في تفسير معامل الذكاء.

وللانحراف المعياري استخدامات كثيرة فهو يستخدم عند تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية، وعند حساب الخطأ المعياري للقياس -Standard Error of Measur) (ment في التحويلات الاحصائية.

1:6:4 ملاحظات على الانحراف المعياري

- 1- الانحراف المعياري حساس لبعد او قرب العلامات من المتوسط ولذلك كلما صغرت قيمته دل ذلك على ان طبيعة البيانات متقاربة ومتراكمة حول الوسط، وبالتالي التشتت قليل والعكس هو الصحيح.
- 2- يأخذ بعين الاعتبار جميع القيم في حسابه وبالتالي يستخدم عند المقارنة بين المجموعات والعينات الاحصائية والاستنتاجات الاحصائية المتعلقة بالفرضيات.
 - 3- يتأثر الانحراف المعياري بالقيم الشاذة او المتطرفة.
- 4- يصعب ايجاد الانحراف المعياري في حالة الفئات المفتوحة وذلك لعدم امكانية تحديد مراكز الفئات، وبالتالي اما أن تهمل الفئات المفتوحة او يتم حساب نصف المدى الربعي.
- 5- لا يتأثر الانحراف المعياري بعمليتي الجمع والطرح، فاضافة مقدار ثابت للقيم الاصلية
 او طرح مقدار ثابت منها لن يغير في قيمة الانحراف المعياري.
 - 6- يتأثر الانحراف المعياري بعمليتي الضرب والقسمة.

7:4 الخطأ المعياري للقياس Standard Error of Measurement

يستخدم احيانا الخطأ المعياري للقياس للدلالة على التشتت او التباين او التجانس فكلما كان الخطأ المعياري قليلا كلما كان هناك تقارب او تجانس اكثر بين القيم وكلما زاد الخطأ المعياري قلت دقة القياس ودل ذلك على تشتت القيم.

ويتم حساب الخطأ المعياري للقياس وذلك باستخدام المعادلة (8:4) الآتية:

S =
$$\frac{S}{x-\overline{x}} = \frac{S}{\sqrt{n}}$$
 $\frac{\varepsilon}{\sqrt{v}} = \frac{\varepsilon}{\sqrt{v}}$ $\frac{\varepsilon}{\sqrt{v}} = \frac{\varepsilon}{v}$

8:4 معامل الاختلاف The coefficient of Variation

للمقارنة بين المجموعات المختلفة او بين العينات فاننا لا نستطيع اجراء مقارنة بناء على الانحراف المعياري لكل مجموعة وذلك لاننا بحاجة الى توحيد القياس بالنسبة للمجموعتين. لذلك يتم استخدام ما يسمى معامل الاختلاف وذلك وفقا للمعادلة (9:4) الآتية:

$$CV = \frac{S}{X} \times 100$$
 المعادلة 9:4 معامل الاختلاف = $\frac{S}{X} \times 100$ المتوسط

مثال (3:4) فيما يلي علامات مجموعتين من الافراد (الجدول 2:4).

الجدول 2:4 توزع علامات مجموعتين من الافراد

المجموعة الثانية	المجموعة الاولى
2000	2
2000	2
4000	4
5000	5
12000	12

ومن خلال حساب الوسط الحسابي والانحراف المعياري لكل منهما فإن الوسط الحسابي الحسابي للمجموعة الاولى يساوي (5)، والانحراف المعياري 4.123، والوسط الحسابي

الفصل الرابع

للمجموعة الثانية يساوي (5000)، والانحراف المعياري (4123.11) فهل نستطيع المقارنة بين المجموعتين بناء على الانحراف المعياري؟

كما اشرنا سابقاً لا نستطيع المقارنة وبالتالي لابد من استخدام ما يسمى بمعامل الاختلاف وفي مثل هذه الحالة فان:

$$100 \times \frac{4.123}{5} = 100 \times \frac{4.123}{5}$$
 معامل الاختلاف للمجموعة الاولى = $82.46 = 100 \times \frac{4123.11}{5000} = 100 \times \frac{4123.11}{5000}$ معامل الاختلاف للمجموعة الثانية = $82.46 = 100 \times \frac{4.123}{5}$

بناء على النتيجة السابقة فاننا نستطيع القول بأن معامل الاختلاف واحد بالنسبة للمجموعتين او أن التباين متساوي.

----- مقاييس التشتت

اسئلة الفصل الرابع

(1) فيما يلي أعمار عشرة اطفال مقدراً بالسنوات 5 ، 8 ، 11 ، 3 ، 10 ، 9 ، 6 ، 7 ، 9 ، 6 ، 9 ، 10 فيما يلي أعمار عشرة البيانات أجب عن الاسئلة التالية حسب هذه البيانات.

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الربعي.

د- التباين.

ه- الانحراف المعياري.

و- معامل الاختلاف.

(2) فيما يلى جدول تكرارى لعلامات 48 طالباً في امتحان اللغة العربية

التكرار	الفئة
2	9-5
3	14-10
6	19-15
7	24-20
12	29-25
10	34-30
5	39-35
2	44-40
1	49-45

بالرجوع للبيانات السابقة احسب ما يلى

أ- المدى الحقيقي.

ب- الانحراف المتوسط.

ج- نصف المدى الربعي.

د- التباين.

ه- الانحراف المعياري.

الفصل الرابع

و- معامل الاختلاف.

(3) بين أن مجموع انحرافات القيم التالية عن متوسطها يساوي صفراً.

15 . 14 . 13 . 12 . 11

الفصل الخامس

مقاييس الموقع

- 1:5 مقدمة
- 2:5 المثينات
- 5:2:5 كيفية حساب المئينات
 - 5: 3 الرتبة المئينية
 - 5: 4 الدرجة المعيارية
 - 5:5 المنحنى السوى
- 5:5:1 خصائص المنحنى السوى
- 5:5:5 فوائد استخدام المنحنى السوى
- 5: 6 ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية
- 5: 7 استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس.
- 5: 8 كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب
 - اسئلة الفصل الخامس

مقاییس الموقع Measures of Location

1:5 مقدمة

من اجل مقارنة موقع الفرد بالنسبة لباقي افراد المجموعة فاننا نلجأ الى ما يسمى بـ مقياس الموقع وذلك لمقارنة موقع درجة الفرد من الدرجات الاخرى، فالدرجة الخام التي يحصل عليه الفرد هي درجة ليس لها معنى، اذ لابد من تحويل هذه الدرجة الى درجة جديدة حتى تصبح ذات معنى. ومن هذه التحويلات:

- 1. المئينات Percentile
- 2. الرتب المئينية Percentile Rank
- 3. الدرجة المعيارية Standard Score

هذا وسوف نتحدث في هذا الفصل عن هذه التحويلات بالتفصيل، كما سيتم الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحى السوي او الطبيعى.

2:5 المثينات Percentile

المئين هو نقطة في التوزيع يقع ضمنها وتحتها نسبة مئوية من الحالات، فاذا كان مئيني طالب في الثانوية العامة هو (75) فهذا يعني ان 75% من الطلاب ضمن علاماته وأقل منها، وعادة ما يرمز للمئين بالرمز (ى) فعندما نقول (ى. $_{\rm P}$) فهذا يعني ما العلامة التي يقع ضمنها وتحتها (يقل عنها) 60% من العلامات او الافراد او القيم.

وكما اشرنا سابقا فان ي 50 تقابل الوسيط.

ولايجاد المئين فاننا نستخدم المعادلة (1:5)

حيث أن 11 = الحد الادنى الفعلي للفئة المئينية

n = عدد الافراد او مجموع عدد الدرجات

p = النسبة المقابلة للمئيني المطلوب

cf = التكرار التراكمي للفئة دون المئينية

fi = تكرار الفئة المئينية

w = طول الفئة

1:2:5 كيفية حساب المئينات:

من اجل حساب المئينات فاننا نلجأ الى المثال التالي (مثال 1:5)

مثال (1:5): اذا كانت علامات (7) طلاب في امتحان المدخل الى علم النفس على النحو الآتي:

[73, 72, 45, 60, 80, 85, 65, 70]

جد المئيني 75 ؟

الحل:

لحساب المئيني واننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

أ- ترتيب القيم السابقة تصاعدياً أو تنازلياً

- 2- إن السؤال المطروح ما (ى₇₅) لهذا التوزيع، اي ما هي العلامة التي تقع تحتها 75% من الحالات او القيم.
- 3- بما أن عدد الحالات او القيم (8) حالات فأن عدد القيم التي تقع تحتها 75% من الحالات هي:

حالات ، وتساوي (6) حالات
$$\frac{75}{100}$$
 x 8

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى العلامة هي (6) حالات، وبالتالي فان العلامة التي تقابل المئيني₇₅ تساوي (80)، اي ان العلامة (80) هي العلامة التي يقع تحتها 75% من الحالات.

اما في حالة الجداول التكرارية فان حساب المئينات يسير وفق الخطوات الآتية:

1- تحديد الحدود الفعلية للفئات.

الفصل الخامس

- 2- ایجاد جدول تکراری متجمع صاعد.
 - 3- حساب ترتيب المئيني المطلوب.
- 4- إيجاد لفئة التي تحتوي على المئيني المطلوب.
- 5- ايجاد عدد الحالات التي نقع تحت المئيني المطلوب.
- 6- ايجاد عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني المطلوب.
 - 7- ايجاد طول الفئة.

مثال (2:5): الجدول التالي (1:5) يمثل توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية.

الجدول1:5 توزيع علامات (40) طالبا في مادة مدخل الى التربية

التكرار التراكمي الصاعد	الحدود الفعلية للفئات	التكرار	الفئة
3	9.5-4.5	3	9-5
8	14.5-9.5	5	14-10
15	19.5-14.5	7	19-15
24	24.5-19.5	9	24-20
31	29.5-24.5	7	29-25
36	34.2-9.5	5	34-30
39	39.5-34.5	3	39-35
40	44.5-39.5	1	44-40

المطلوب: ايجاد المئيني 70

الحل:

1- حساب ترتيب المئيني 70:

$$\frac{70}{100} \times 40 = 70$$
ترتیب المئینی

= 28 حالة

اي ان عدد الحالات المطلوبة للوصول الى المئيني 70 تساوي (28).

2- نحدد الفئة التي يقع فيها المئيني 70 ، وبالبحث في التكرار التراكمي الصاعد فاننا نجد

ان عدد الحالات المطلوب تقع بين التكرار التراكمي 24 و 31، وبالتالي فالفئة التي تتضمن التكرار التراكمي (31) هي الفئة التي يقع ضمنها المئيني₇₀ اي نتجاوز الفئة 24-20 الى الفئة 25-29، وهي الفئة المطلوبة والتي حدودها الفعلية 24,5-29,5.

- 3- مجموع التكرارات التي تقع دون الفئة التي يقع ضمنها المئيني يساوي (24).
 - 4- عدد الحالات التي تقع ضمن المئيني ₇₅ وفي الفئة 25-29 تساوي (7).
 - 5- طول الفئة يساوي (5).

وبتطبيق المعادلة (1:5) السابقة فان:

$$5 \times \left[\frac{24 - (70 \times 40)}{7}\right] + 24.5 =$$
 يساوي 70×70

$$2.86 + 24.5 =$$

$$27.36 =$$

اي ان العلامة 27.36 هي العلامة التي يقع ضمنها وتحتها 70% من الحالات.

3:5 الرتبة المئينية Percentile Rank

نفرض ان طالباً كانت علامته في امتحان ما تساوي (28)، ونريد ان نعرف ما نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن (28)، اي اننا نريد ان نعرف رتبته المئينية والتي تعني نسبة الطلبة الذين حصلوا على علامته او دونها، من هنا لابد أن نسأل عن الرتبة المئينية للعلامة (28).

وحتى نعرف نسبة هؤلاء الطلبة في التوزيع والذين حصلوا على علامة (28) فما دون فاننا ننسب هذا العدد الى العدد الكلي للطلاب مضروباً في 100%، لذلك العلامة 28 هي قيمة معينة في التوزيع يقع ضمنها او تحتها نسبة معينة من القيم ولحساب الرتبة المئينية لعلامة ما فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

حيث أن:

PR = الرتبة المئينية

cf = مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها

x = العلامة المراد استخراج رتبتها

11 = الحد الادنى للفئة التي تقع فيها العلامة

w = deb الفئة

fi = تكرار الفئة التي تقع فيها العلامة

n = عدد افراد العينة

مثال (3:5): بالرجوع الى الجدول (1:5) احسب الرتبة المئينية للعلامة 38.

الحل:

لايجاد الرتبة المئينية للعلامة 38 فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

- 1- نحدد الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي مثل هذه الحالة فان الفئة هي (35-39)، وحدودها الفعلية 34.5-39.5.
- 2- مجموع التكرار التراكمي قبل الفئة التي تقع فيها العلامة المراد استخراج رتبتها وفي مثل هذه الحالة فان مجموع التكرارات تساوي 36.
 - 3- تكرار الفئة التي تقع ضمنها العلامة وفي هذه الحالة فانها تساوي (3).
 - 4- طول الفئة وفي هذه الحالة فان طول الفئة يساوي (5).
 - 5- عدد افراد العينة ويساوى (40).

وبتطبيق المعادلة 2:5 فان:

$$100 \times \left[\frac{3 \times (34.5 - 38) + 36}{5} \right] = 38$$
 لرتبة المئينية للعلامة 38 = 38

Standard Score (z): الدرجة العيارية 4:5

كما اشرنا سابقاً عند الحديث عن المئينات، فان المقارنة بين علامات الفرد بناءً على الدرجة الخام ليس ذا معنى، وبالتالي لابد من تحويل هذه العلامة الى درجة جديدة، واحدى هذه التحويلات ما يسمى بالدرجة المعيارية Standard Score او (ز) Z.Score

والدرجة المعيارية لها خصائص ومن هذه الخصائص ان متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1). والحجم الرقمي للدرجة المعيارية يشير الى عدد الانحرافات المعيارية التي تتحرف فيها الدرجة الخام Raw Score عن المتوسط، اي ان الدرجة المعيارية عبارة عن انحراف العلامات عن متوسطاتها الحسابية مقدره بوحدات الانحراف المعياري، فهي درجات خام حولت الى درجات جديدة.

هناك استخدامات عديدة للدرجة العيارية منها مقارنة اداء طالب معين في مواد مختلفة.

فعلى سبيل المثال اذا كان اداء طالب معين في الجامعة على المواضيع التالية على النحو الآتي:

مثال (4:5):

الاحصاء	علم النفس	اللغة الانجليزية	المادة
70	60	75	العلامة
55	50	70	المتوسط الحسابي
15	05	10	الانحراف المعياري

الحل:

اذا نظرنا الى العلامات السابقة فاننا قد نقول بان اداء الطالب في اللغة الانجليزية يأتي في المرتبة الاولى يليه الاحصاء ثم علم النفس. ان مثل هذه المقارنة غير صحيحة وذلك لانها تمت بناء على الدرجة الخام، وكما اشرنا سابقا فان الدرجة الخام درجة ليس لها معنى. وحتى تصبح ذات معنى لابد من تحويلها الى درجة جديدة من مثل الدرجة المعيارية، والتي لها متوسط (صفر) وانحراف معياري (1). ومن هنا فحتى تكون المقارنة صحيحة فاننا نحول العلامات السابقة الى ما يسمى بالدرجة المعيارية، والدرجة المعيارية يمكن حسابها باستخدام المعادلة الآتية:

الفصل الخامس

$$Z = \frac{x - \mu}{\sigma} \qquad (3:5)$$

$$\zeta = \frac{w - h}{3}$$

اذ أن:

x = العلامة

μ = الوسط الحسابي

σ = الانحراف المعياري

وبتطبيق المعادلة على البيانات السابقة فان:

$$\frac{70-75}{10} = \frac{70-75}{10}$$
 اللغة الانجليزية

$$\frac{50 - 60}{5} = \frac{50 - 60}{5}$$

$$2 + = \frac{50 - 60}{5}$$

هذا ولا بد من الافتراض ان العلامات موزعة توزيعاً طبيعياً (سوياً) حتى نستطيع استخدام مثل هذه المعادلة.

من النتائج السابقة يتبين لنا ان اداء الطالب افضل في مادة علم النفس يليه في ذلك الاحصاء، ثم اللغة الانجليزية والتي كانت في البداية في المرتبة الاولى بناء على المقارنة التي تمت على اساس الدرجات الخام.

وبالاضافة الى الدرجة المعيارية فهناك ايضا درجات محولة اخرى من مثل الدرجة التائية T-Score وهذه الدرجة لها متوسط (50) وانحراف معياري (10) والسبب في استخدام مثل هذه الدرجات هو للتخلص من الاشارات السالبة او الكسور العشرية

مقاييس الموقع

وبالاضافة الى وجود درجة معيارية تساوي صفر يصعب فهمها من قبل ولي الامر او الطالب. ومن هنا فاننا نحول الدرجة المعيارية الى درجة تائية وذلك حسب المعادلة الآتية:

المعادلة 4:5

T. Score = Z(10) + 50

الدرجة التائية = (ز) 10 + 50

اذ أن:

Z = الدرجة المعيارية للعلامة الخام

10 = الانحراف المعياري للدرجة التائية

50 = الوسط الحسابي للدرجة التائية

مثال (5:5): اذا حصل طالب في امتحان الاحصاء على علامة (60) وكان الوسط الحسابي لهذا الامتحان يساوي (80) والانحراف المعياري له يساوي 10 فما الدرجة التائية لهذا الطالب.

الحل:

اولاً نحول العلامة الى الدرجة المعيارية ز (على افتراض ان توزيع العلامات سوي) وذلك من خلال استخدام المعادلة (3:5):

$$\frac{80 - 60}{10} = 3$$

2 -=

بعد ذلك يتم استخدام المعادلة 4:5 وذلك لايجاد الدرجة التائية وفي مثل هذه الحالة فان:

اي ان الدرجة التائية للعلامة الخام 60 تساوي (30).

هذا ولا بد من الحديث عن الدرجة المعيارية في اطار المنحنى السوي او الطبيعي.

5:5 المنحنى السوي Normal Distribution

يعتبر المنحنى السوي من اهم التوزيعات وذلك للاسباب الآتية:

1- ان العديد من المتغيرات التابعة التي نتعامل معها يفترض انها تتوزع توزعا سويا في المجتمع.

- 2- اذا افترضنا بان المتغير يتوزع تقريبا توزعاً سوياً فانه يمكن ان نجري بعض الاستنتاجات التقريبية او المساوية بالضبط لقيم ذلك المتغير.
- 3- ان التوزيع النظري لمجموعة افتراضية من متوسطات العينة والتي تم الحصول عليها عن طريق سحب عينات غير محدودة من مجتمع محدد هو توزيع سوي تقريبا تحت مدى واسع ومتنوع من الشروط، مثل هذا التوزيع يسمى بالتوزيع العيني للمتوسط.
- 4- ان معظم الاحصائيات التي يمكن استخدامها وخاصة في حالة الاحصاء الاستدلالي تفترض ان المجتمع المتضمن العديد من الحالات يتوزع توزعاً سوياً.

ان المنحنى السوي هو عبارة عن توزيع نظري، اذ يتم تحديده بمعادلة رياضية والتوزيع العيني يكون قريباً من السواء اذا كان حجم العينة كبير، فاذا كان عدد افراد العينة المختارة من المجتمع اكثر من (30) فان شكل التوزيع يكون سوياً وذلك وفقا للنظرية الحدية المركزية (Central Limit Theorem).

وتشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة الذي تم اختياره او سحبه من المجتمع اكبر من (30) فان التوزيع اقرب الى السواء وفي بعض الاراء تشير إلى (25) فرداً أو اكثر.

1:5:5 خصائص المنحنى السوى:

يتصف المنحنى السوي بالعديد من الخصائص تتمثل بالآتى:

- 1- يشبه شكل المنحنى شكل الجرس المقلوب وبالتالي اذا حاولنا أن نطبق جزئي المنحنى على بعضهما فانهما سوف يتطابقان لان المنحنى السوي يتصف وكما اشرنا سابقاً بخاصية التماثل الطبيعى.
 - 2- الوسط والوسيط والمنوال تقع جميعاً على نقطة واحدة.
 - 3- له منوال واحد.
- 4- احتمال حدوث الحالات القريبة من الوسط أعلى من احتمال حدوث الحالات البعيدة عن الوسط.
- 5- نهايتي المنحنى لا يتلامسان مع المحور الافقي وذلك حتى يكون هناك مجال لتمثيل الحالات الشاذة او المتطرفة.
- 6- هناك منحنيات سوية لها نفس المتوسط الحسابي ولكنها تختلف في الانحرافات المعيارية. او لها نفس الانحرافات المعيارية ولكن تختلف من حيث الوسط الحسابي.

- 7- المساحة تحت المنحنى السوي واحد صحيح او 100% وهي تساوي اما عدد التكرارات اذا كان التوزيع تكرارياً أو المجموع الكلي للاحتمالات اذا كان التوزيع احتمالياً فعلى سبيل المثال المساحة بين المتوسط و + 1 تساوي 0.3413 وبين +1 و +2 تساوي 1-2 تساوي والمساحة بعد +2 تساوي 0.0228 وكذلك الحال المساحة بين الوسط و -1 تساوي 0.3413 وبين -1 و 2 تساوي 0.1359 ودون -2 تساوي 0.3413 الحالات دون الوسط و 50% من الحالات فوق الوسط.
- 8- هناك جداول خاصة لاستخراج المساحات تحت المنحنى السوي ومشار الى ذلك في الملاحق الموجودة في نهاية الكتاب. اذ ان هذا الجدول يعطينا قيمة (ز) والمساحة بين الوسط و (ز) والمساحة الكبرى والمساحة الصغرى. واذا ما جمعنا المساحة الكبرى والمساحة الصغرى فانهما يساويان 100%.
- 9- يمكن تحويل المنحنيات الطبيعية الى منحنيات معيارية متوسطها صفر وانحرافها المعياري (1)، وتبقى لها نفس الخصائص وينطبق ذلك على المنحنى السوى.
 - 2:5:5 فوائد استخدام المنحنى السوي:

ان استخدام المنحنى السوي يترتب عليه فوائد عملية وخاصة في مجال التربية وعلم النفس، وهذه الفوائد تتمثل بالآتى:

- 1- تحديد نسبة الافراد الذين ينحصرون بين علامات او درجات خام معينة.
 - 2- ايجاد الدرجة المعيارية التي تحصر بينها نسبة معينة من الافراد.
 - 3- معرفة المئينات والرتب المئينية للافراد.

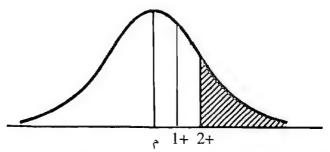
وفيما يلى توضيح للنقاط السابقة:

- 1- تحديد نسبة الافراد الذين يقعون تحت قيمة معينة او فوق قيمة معينة او بين قيمتين.
- مثال (6:5): اذا كان متوسط علامات مجموعة من الطلاب (50) والانحراف المعياري يساوى (5) جد الآتى:
 - أ- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.
- لايجاد نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60، فاننا نحسب قيمة (ز) وذلك وفقا للمعادلة (3:5) وفي مثل هذه الحالة فان:

الفصل الخامس

$$\frac{50-60}{5} = 3$$

اي ان موقع العلامة ينحرف فوق الوسط بـ +2 درجة معيارية وذلك كما هو موضح في الشكل الآتى:

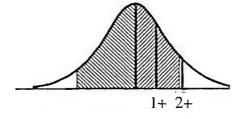


وبما ان المطلوب هي المساحة التي أعلى من +2 (المنطقة المظللة) وهي المساحة الصغرى من الشكل فإذا رجعنا الى جدول المنحنى السوي (ملحق 2) وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0228. . وهي نسبة الطلبة الذين تزيد علاماتهم عن 60.

ب- نسبة الطلبة الذين تقل علاماتهم عن 60.

لايجاد النسبة فاننا نجد ايضا قيمة (ز) وقيمة (ز) هنا تساوي +2، وبما ان المطلوب المساحة التي تقل عن +2 او تقل عن العلامة 60 فاننا ننظر الى ما يسمى بالمساحة الكبرى (المنطقة المظللة).

كما هو وارد في الشكل ادناه وذلك من جدول التوزيع السوي (الملحق 2).



وبالنظر الى هذه المساحة فاننا نجد انها تساوي 0.9772. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين يحتمل ان تقل علاماتهم عن 60.

ح- نسبة الطلبة الذين تنحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45.

لايجاد نسبة الطلبة الذين تنحصر علاماتهم ما بين العلامة 55 والعلامة 45، فاننا نجد

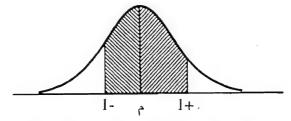
قيمة (ز) للعلامة 55 وقيمة (ز) للعلامة 45 وذلك على النحو الآتى:

$$\frac{50 - 55}{5} = {}_{55};$$

$$1 + =$$

$$\frac{50 - 45}{5} = {}_{45};$$

وبالنظر الى الشكل الوارد ادناه فان هذه المساحة محصورة بين +1 و -1، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة بين المتوسط و +1 وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك بين المتوسط و -1 وهذه المساحة تساوى 0.3413.



وعن طريق جمع المساحتين فان هذه النسبة تساوي 0.6826. وهي تمثل نسبة الطلبة الذين تقع علاماتهم بين 55 و 45.

د- نسبة الطلبة الذين ينحصرون بين العلامة 55 والعلامة 60.

لايجاد المساحة المحصورة بين العلامة 55 والعلامة 60، فاننا نجد قيمة (ز) لكل علامة وذلك على النحو الآتى:

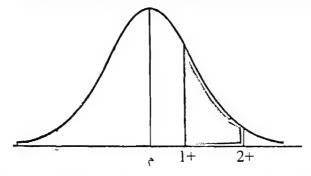
$$\frac{50-55}{5} = 55$$

$$1+ = \frac{50-60}{5} = 60$$

$$2+ = \frac{50-55}{5} = \frac{55}{5}$$

اي ان المساحة المطلوبة هي بين ز (+1) و ز (+2) وذلك كما هو وارد في الشكل التالي (المنطقة المظللة).

الفصل الخامس



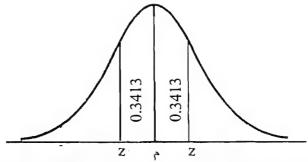
وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي (الملحق 2) فاننا نجد اولا المساحة المحصورة بين المتوسط و +1 وهذه المساحة تساوي 0.3413 وكذلك المساحة بين المتوسط و +2 والتي تساوي 0.4772 وبما ان المساحتين واقعتين في نفس الجهة من الوسط فان القيمة المطلوبة تساوى (0.4772 - 0.3413) = 0.1359 .

2- ايجاد الدرجات المعيارية التي تنحصر بينها نسبة معينة من الافراد.

مثال (7:5): جد الدرجتين المعياريتين اللتين تحصران بينهما مساحة قدرها 6826. على جانبى خط التماثل.

الحل:

في مثل هذه الحالة تتم قسمة المنحنى الى نصفين متساويين وذلك على النحو الآتي: $\frac{0.6826}{2} = 0.3413 = 0.3413$ وهي المساحة المحصورة بين المتوسط والدرجة المعيارية وذلك كما هو واضح في الشكل الآتي:



نبحث عن هذه المساحة في الجدول الموجود في (الملحق 2)، وذلك في العمود الثاني لبحث عن هذه المساحة في الجدول الموجود في (الملحق 2)، وذلك في العمود الثاني Mean to z ونجد الدرجة المعيارية التي تقابلها تساوي (1)، وبما انها على جانبي الوسط فإن z = +1 و z = +1

اى المساحة المحصورة بين ز +1 و ز -1

مقاييس الموقع

كما يمكننا من خلال ذلك ايجاد القيمتين الخام اللتين تحصران بينهما نسبة معينة من المساحة على جانبى الوسط.

مثال (8:5): بين اي قيمتين خام على جانبي خط التماثل تحصران بينهما 0.6826 من الحالات في توزيع طبيعي متوسطه 40 وانحرافه المعياري 5.

الحل:

لقد وجد من خلال المثال السابق (7:5) بأن المساحة المحصورة بين الوسط والدرجة المعيارية تقابل ز = +1، وكذلك المساحة بين الوسط والدرجة المعيارية في الاتجاء الاخر ز = -1.

اذ المساحة محصورة بين $c_1 = +1$ و $c_2 = -1$ وبتطبيق المعادلة (3:5) فان:

$$\dot{\zeta} = \frac{m - \alpha}{3}$$

ولايجاد قيمة (س) فاننا نلجأ الى اشتقاق قيمة (س) من المعادلة السابقة

$$m = \zeta \times 3 + \alpha$$

وبتطبيق ذلك على النتائج السابقة فان

 $40 + 5 \times 1 + = (100)$ العلامة او الدرجة الخام الأولى $45 + 5 \times 1 +$

 $40 + 5 \times 1 - = (200)$ العلامة او الدرجة الخام الثانية العلامة او الدرجة الخام الثانية العلامة العلا

اذن المساحة تتحصر بين العلامة 35 والعلامة 45.

كذلك يمكن ايجاد عدد الافراد الذين حصلوا على علامة معينه فما فوق أو فما دون أو بين قيمتين من خلال المعادلة الآتية:

المعادلة 5:5

مثال (9:5): تقدم 1000 طالب لامتحان في مادة المدخل الى علم النفس، وكانت نتائجهم موزعه توزيعاً طبيعياً بمتوسط مقداره (70) وانحراف معياري يساوي (5).

أ- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 فما فوق.

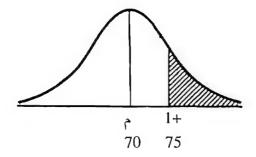
ب- جد عدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 75 فما دون.

الحل:

1- ايجاد قيمة ز للعلامة 75 وذلك باستخدام المعادلة (3:5) وبتطبيق المعادلة فان:

$$\frac{70-75}{5} = \frac{75}{75}$$

اي ان العلامة تتحرف عن الوسط ب (1) درجة معيارية، ولكن المساحة المطلوب هي بعد ز +1 او ز +1 ضما فوق وهذه المساحة من الجدول تمثل كما هو وارد في الشكل التالي المساحة الصغرى (المنطقة المظللة).



وبالنظر الى جدول المنحنى السوي فان هذه المساحة تساوي 0.1587 ولايجاد عدد الطلاب الذين حصلوا على علامة 75 فما فوق فائنا نطبق المعادلة (5:5) وبالتالى فان:

$$158.7 =$$

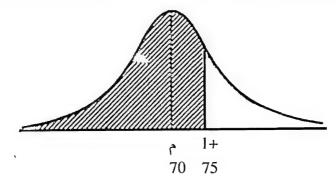
2- لايجاد المطلوب الثاني وهو عدد الافراد الذين حصلوا على علامة 75 فما دون فاننا نلجأ الى الآتى:

1- اما ان نقوم بطرح العدد المستخرج سابقا من 1000 وبالتالي يكون العدد المطلوب وفي مثل هذه الحالة

او:

نجد المساحة دون ز +1 اى المساحة الكبرى والواردة في الشكل التالي

مقاييس الموقع



وهذه المساحة من الجدول الموجودة في (الملحق 2) تساوى 0.8413

وبتطبيق المعادلة 5:5 فان

عدد الافراد = 0.8413 x 1000

= 841 وهو المطلوب

3- ايجاد المساحة او عدد الافراد بدلالة المئينات.

مثال (10:5): تقدم 500 طالب لامتحان في مادة الرياضيات وكانت نتائجهم موزعة توزيعاً سويا بوسط قدره 80 وانحراف معياري 5، فاذا حصل طالب على علامة 82، اجب عن الآتى:

أ- ما الدرجة المعيارية لذلك الطالب؟

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

ح- ما مئيني هذا الطالب؟

د- ما عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم؟

هـ- ما عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه؟

الحل:

$$\frac{80 - 82}{5} = 82$$
 أ- الدرجة المعيارية للعلامة $\frac{80 - 82}{5}$

ب- نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه: بالرجوع الى الجدول الموجود في (الملحق 2) فان نسبة الطلبة الذين يتفوقون عليه تساوي 0.3446 (المساحة الصغرى) والتي تقابل ز (0.4).

ح- مئيني هذا الطالب يساوي 0.6554 اي نسبة الطلبة الذين حصلوا على العلامة 82 فما دون، اذ نجد ذلك من خلال المساحة الكبرى والمقابلة لـ ز (0.4).

د- لايجاد عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الكبرى بعدد الافراد جميعهم وفى مثل هذه الحالة فان:

عدد الطلبة الذين يتفوق عليهم = 0.6554 x 500

= 327.7 ، اى 328 طالبا تقريباً.

ه- لايجاد عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه فاننا نجد حاصل ضرب المساحة الصغرى بعدد الافراد جميعهم.

وفى مثل هذه الحالة فان:

عدد الطلبة الذين يتفوقون عليه = 500 x 0.3446

172.3 =

= 172 طالباً تقريباً

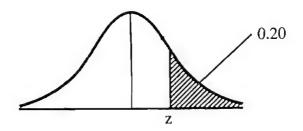
6:5 ايجاد الدرجة الخام بدلالة الدرجة المعيارية

مثال (11:5): اذا كانت علامات طلبة تتوزع توزعاً سوياً بمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، واردنا ان نقبل في الجامعة أعلى 20% من المتقدمين فجد العلامة الخام التي تعتبر حداً ادنى للقبول في الجامعة؟

الحل:

لايجاد العلامة الخام فاننا نلجأ الى الخطوات الآتية:

1- ايجاد الدرجة المعيارية المقابلة للمساحة 0.20 (المساحة الصغرى) من جدول التوزيع السوي (الملحق 2) والتي تقع فوق المتوسط كما هو واضح في الشكل ادناه:



مقاييس الموقع

وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي فان قيمة (ز) التي تفصل مساحة مقدارها 0.20 من المساحة تساوي +0.84 وبما انها واقعه في المنطقة الموجبة اذا قيمة ز تساوي +0.84.

2- لايجاد الدرجة الخام فاننا نستخدم المعادلة (3:5) وعن طريق التعويض في المعادلة فان:

$$m = i \times 3 + a$$

$$60 + 10 \times 0.84 =$$

$$68.4 =$$

اي ان الحد الادنى للقبول عبارة عن العلامة 68.4 فما فوق.

7:5 استخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات باستخدام اساليب الاحصاء الوصفي للفصول من الثاني وحتى الخامس

يتناول هذا الجزء كيفية إستخدام الرزم الإحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) من خلال الحاسوب لمعالجة البيانات المتعلقة بالظاهرة المراد دراستها.

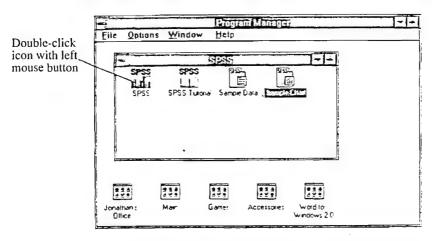
إن معرفة الباحث للبرامج الأحصائية المختلفة وخاصة برنامج (SPSS) يساعد في معالجة بياناته من خلال استخدام الحاسوب بسهولة ويسر دون الحاجة الى معالجة هذه البيانات يدوياً. ومن هنا فإن هذه المعرفة ضرورية لكل باحث.

وسيتم في هذا الجزء التركيز على كيفية استخدام (SPSS) لحساب مقاييس النزعة المركزية ومقاييس التشتت والمئينات والرتب المئينية، اما بالنسبة لمعاملات الارتباط والانحدار، وفحص الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعيتين فسيتم الحديث عن هذه التطبيقات في الفصول الخاصة بذلك.

8:5 كيفية التعامل مع برنامج (SPSS) من خلال استخدام الحاسوب:

إن عملية تشغيل (SPSS) يتطلب إتباع الخطوات التالية:

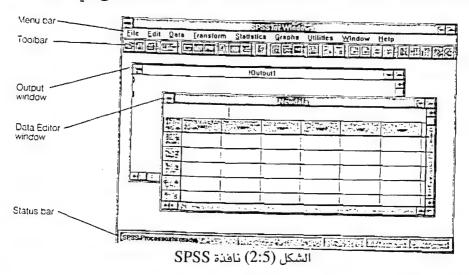
- أ تشغيل الجهاز: عند تشغيل جهاز الحاسوب يظهر ما يلي:
- 1- أيقونة SPSS والتي تنقر عليها بالفأرة نقراً مزدوجاً، انظر الشكل (1:5).



الشكل (5: 1) أيقونة SPSS.

وعند النقر على هذه الأيقونة يظهر ما يسمى بنافذة SPSS والتي تحتوى على العديد

من النوافذ منها نافذة محرر البيانات (Data Editor) ، ونافذة التطبيق Application) من النوافذ منها نافذة محرر البيانات (Output window)، وذلك كما هو موضح في الشكل (2: 2).



2 - الطريقة الأخرى لتشغيل برنامج SPSS عندما لا تكون هناك أيقونة Icon تتمثل بالنقر بالفأرة على كلمة (Start) والتي تظهر في أسفل الشاشة على اليسار وذلك بعد فتح الجهاز. وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من المحتويات، منها كلمة -(pro ننقر بالفأرة على كلمة (program) والذي يؤدي الى ظهور العديد من المحتويات ، ومن هذه المحتويات برنامج SPSS والذي يكون على الشكل التالي:

SPSS 8.1 * for Windows

وبالنقر بالفأرة على هذه الجملة تفتح الشاشة الخاصة بالبيانات والمشار إليها سابقاً (انظر الشكل (5: 2) وعند هذه النقطة، إما أن نقوم بعملية إدخال البيانات، أو فتح ملف موجود أصلاً مخزن فيه بيانات نريد التعامل معها.

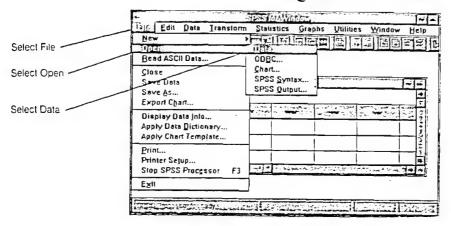
إذا أردنا أن نختار ملف بيانات مخزن أصلاً لنحلل بياناته فأننا نلجأ الى الخطوات التالية:

l – النقر بالفأرة على كلمة ملف File

عند النقر على كلمة ملف تظهر العديد من المحتويات والتي تتيح لنا إما فتح ملف جديد

 ^{*} هناك عدة تعديلات لهذا الرقم فهناك نسخة 7.5 وهناك نسخ أخرى بعد النسخة المشار إليها بـ 8.1 والمشار إليها سابقاً (انظر الشكل 2:10) .

(New)، أو فتح ملف موجود أصلاً (open) أو قراءة ملف (ASCII)، أو تخزين (Save) أو طباعة (print) . والشكل (5: 3) يوضح ذلك.



الشكل (5: 3) مربع الحوار الخاص بكلمة File

2 - ننقر بالفأرة على كلمة فتح (Open) إذا أردنا التعامل مع بيانات مخزنه أصلاً، وبالنقر على هذه الكلمة تظهر العديد من الملفات وذلك كما هو موضح في الشكل (4:5) تحت ما يسمى File Name.

	Open Data File	
File Name: bank.sav angs.sav this sav finclus.sav gs:91t.sav mitchus.sav ozone.sav shopp.sav stamps.sav	Directories; c:\speswin	OK Cancel
File Type: SPSS (*.sev)	Dri⊻es: ≅ c:	<u>±</u>
Options Read variable names	Range:	

open مربع الحوار الخاص بالامر (4: 5)

هذا ونحرك المستطيل المضاء باتجاه الملف الذي نريد التعامل معه، وننقر بالفأرة عليه، فتظهر البيانات الخاصة به في ملف آخر كما هو الشكل (5:5)

-	(S) G DESCRIPTION LESSY									J
trid										
	id	salbeg	sex	time	age	salnow	edlevel	work	jobcat	
1	628	8400	0	81	28 50	16080	16	25	4	
2	630	24000	0	73	40 33	41400	16	1250	5	
3	632	10200	0	83	31 08	21960	15	4 08	5	
4	633	8700	0	93	31 17	19200	16	1 83	4	
5	635	17400	0	83	41 92	28350	19	13 00	5	
6	837	12996	0	เล	29.50	27250	1.9	2.42	4	
										•

الشكل (5: 5)

إن هذا الملف يتضمن متغيرات الدراسة والتي تظهر بشكل أفقي، والبيانات المرتبطة بكل متغير تظهر بشكل عمودي.

وإذا كان الملف الذي ظهر في المستطيل (File Name) ليس هو المطلوب، فأننا نرجع مرة أخرى الى قائمة الملفات ونحرك المستطيل باتجاه الملف المطلوب، ثم ننقر مرة أخرى بالفأرة عليه فيظهر الملف السابق، وهكذا تستمر العملية.

8 - إذا كانت البيانات ليست موجودة، أي بمعنى آخر لا يوجد ملف لهذه البيانات، فإننا بحاجة الى أن ننشأ ملفا جديدا، وهنا نحتاج الى أن ننقر على كلمة ملف File، ثم بعد ذلك تظهر بعض الأوامر الفرعية من مثل جديد New كما هو مشار إليه في الشكل (3:10) فننقر بالفأرة عليه.

عند الضغط على كلمة جديد تظهر الشاشة الخاصة بالبيانات وتكون هنا جاهزة لإدخال المتغيرات والبيانات المتعلقة بها.

ولمزيد من المعلومات حول كيفية إدخال البيانات والتعامل معها، فإن هناك العديد من المراجع التي تبين لنا ذلك، اذكر منها على سبيل المثال لا الحصر:

- 1) التحليل الإحصائي باستخدام البرنامج SPSS ، تأليف صالح إرشيد العقيلي، وسامر محمد الشايب، الطبعة الأولى، 1998 ، دار الشروق للنشر والتوزيع، عمان ، الأردن.
- 2) النظام الإحصائي SPSS، فهم وتحليل البيانات الإحصائية، تأليف محمد بلال الزعبي،
 وعباس الطلافحة، الطبعة الأولى ،2000، دار وائل للطباعة والنشر، عمان: الأردن.

خطوات حساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء من خلال برنامج SPSS: بعد التأكد من ملف البيانات المطلوب، فإننا ننقر بالفأرة على كلمة Statistics وذلك كما هو موضح في الشكل (5: 6)

	भूकोतिहासः 🗘	Erequencies
collypi	Compare Means General Linear Model Correlate	ध्रिक्तलाकीराव Explore Crosstabs
congpa	Regression Loginear Classify Data Reduction	Case Summaries <u>Report Summaries in Rows</u> Report <u>Summaries in Columns</u>
2.	Scale	
2.	Survival Multiple Response	
2.93	21	

الشكل (5: 6)

يتبين لنا من خلال هذا الشكل أن هناك العديد من الأوامر المرتبطة بأساليب إحصائية، ومن هذه الأوامر:

1: Summarize

2: Compare Means

3: General linear Model

4: Correlate

5: Regression

6: Log linear

7: Classify

8: Data Reduction

9: Scale

10: Nonparametric

11: Survival

12: Multiple response.

إن جميع هذه الأومر ترتبط بها أساليب احصائية سنتحدث عن بعض منها وليس جميعها وذلك اعتماداً على الغرض من هذا الكتاب.

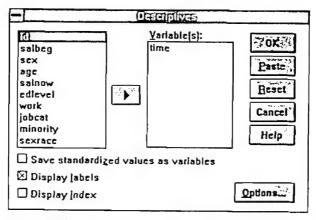
إن ما يهمنا في هذا المجال هو عملية وصف البيانات من خلال حساب مايسمى بمقياس النزعة المركزية (المتوسط، الوسيط، المنوال)، ومقياس التشتت (المدى، الإنحراف المعياري، التباين)، بالاضافة الى الخطأ المعياري للقياس.

- أ) حساب مقاييس التشتت والالتواء، والخطأ المعياري للمتوسط، وترتيب المتغيرات، والمتوسط:
- 1 النقر بالفأرة على الكلمة Summarize بعد أن نكون قد نقرنا على كلمة Statistics.
- 2 بعد النقر على الكلمة Summarize تظهر لنا بعض الأومر الفرعية الى اليسار من هذه الكلمة وذلك كما هو موضح في الشكل (5: 6)

ومن هذه الأوامر الفرعية ما يلي:

- a. Frequencies
- b. Descriptives
- c. Explore
- d. Crosstabs
- e. Case Summaries
- f. Report Summaries in Raws.
- g. Report Summaries in Columns

وبما أننا بحاجة الى وصف بيانات من خلال حساب ما يسمى بمقاييس النزعة المركزية والتشتت والألتواء فإننا ننقر بالفأرة. على كلمة (Descriptives) . وبالنقر بالفأرة على هذه الكلمة يظهر عندنا مربع الحوار والموضح في الشكل (5: 7)



الشكل (7:5) مربع الحوار الخاص بالإجراء Descriptives

من خلال مربع الحوار والمشار إليه في الشكل السابق فأننا نختار متغير من المتغيرات الموجودة والذي نريد أن نقوم بحساب مقاييس النزعة المركزية والتشتت والالتواء له. وتظهر في هذه القائمة المتغيرات الرقمية فقط وذلك لأننا لا نستطيع حساب المقاييس السابقة للمتغيرات الكيفية. ومن أجل التعامل مع متغير من المتغيرات الموجودة في المستطيل الايسر، فأننا أولاً نختار هذا المتغير من قائمة المتغيرات ثم نضغط بالفأرة على السهم الموجود بين المستطيلين وذلك لكي نتمكن من نقله الى المستطيل الموجود الله اليمن، وبالتالي يكون هذا المتغير جاهز للتعامل معه.

كذلك يمكن إنشاء متغير جديد يتضمن الدرجات المعيارية (ز) المقابلة لكل علامة خام save standard- من علامات أفراد العينة وذلك بوضع إشارة (x) في المربع المشار إليه بـ ized values as variables. ومن أجل حساب واختيار الأسلوب الإحصائي فإننا ننقر

بالفأرة على كلمة (Options) والتي ظهرت في المتعلق (Options) الشكل (7:5) .

وبالنقر عليها يظهر الشكل (5:8)

⊠ Mean	□ Sum	Continue
Dispersion Std. deviation Variance Range	☑ Migimum ☑ Maximum ☑ S.E. mean	Cancel Help
Distribution	□ Ske <u>w</u> ness	
Display Order • Ascending mea • Descending me • Name		

الشكل (8:5) مريع الحوار الخاص بالأمر Descripitves

مربع	وأمام كل أمر ه	نىمن أوامر فرعية،	الشكل (8:5) يتظ	والمشنار إليه في	، مربع الحوار	إن
	الأوامر ما يلي:	لمطلوب ، ومن هذه ا	له وذلك لتنفيذ ا	شارة (×) ف <i>ي</i> داخا	_ نضع إ	صغير

- 1 المتوسط Mean
 - 2 المجموع Sum
- 3 مقاييس التشتت Dispersion: والتي تتضمن ما يلي:
 - i) الإنحراف المعياري Std. Deviation
 - ب) التباين Variance

- ج) المدى Range
- د) أدنى علامة في التوزيع Mininmum
- هـ) أعلى علامة في التوزيع Maximum
- و) الخطأ المعياري للمتوسط S.E mean
- 4 طبيعة التوزيع Distribution : لمعرفة طبيعة التوزيع فأننا نضع إشارة (×) في المربع الخاص بالتفلطح Kurtosis والمربع الخاص بـ الالتواء Skewness.

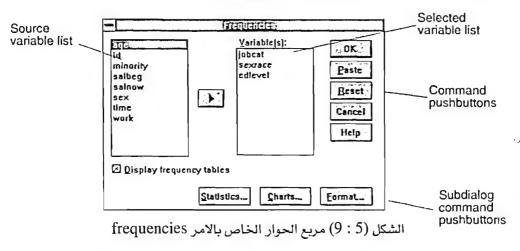
فإذا كان التوزيع سوياً فإن قيمة الالتواء صفر، أما إذا كان التوزيع ملتو التواء سالباً فإن قيمة الالتواء تكون سالبه ، أي (-) قيمة معينة، واذا كان الالتواء إيجابياً فإن قيمته تكون موجبة ، أي (+) قيمة معينة.

أما بالنسبة للتفلطح فإنه إذا كانت القيمة عالية يعنى ذلك أن البيانات متشتته ومتباعدة عن بعضها البعض، وإذا كانت قيمته قليلة فإن البيانات قريبة من بعضها البعض، ويعني أن التوزيع قائم وقاعدته ضيقة.

- 5 ترتيب المتغيرات: كذلك يتضمن مربع الحوار المشار إليه في الشكل (5: 8) الامر -5 play order والذي يشير الى عملية الترتيب وذلك على النحو التالي:
- أ) ترتيب المتغيرات حسب ظهورها في ملف البيانات وبالتالي ننقر بالفأرة على الدائرة الموجودة بمحاذاة Variable List.
- ب) ترتيب المتغيرات تصاعدياً حسب متوسطاتها، وبالتالي ننقر بالفارة على الدائرة () الموجودة Ascending Meanns
 - ج) ترتيب المتغيرات تنازليا حسب متوسطاتها، وبالتالي ننقر بالفأرة على الدائرة Descending Means الجملة
 - ب حساب المئينات ومقاييس النزعة المركزية والتشتت وطبيعة التوزيع.

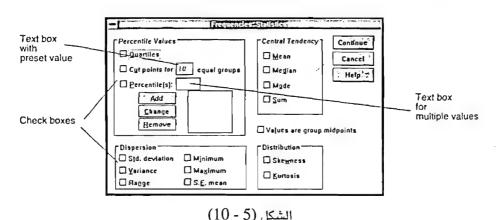
هنالك بعض الأومر قد تكون أكثر شمولية من أوامر أخرى، ولكن مثل هذه الأوامر قد يتوفر فيها بعض الأساليب الإحصائية قد لا تتوفر في الأوامر الأخرى. هناك بعض الأساليب لم تتوفر في مربع الحوار االمشار إليه في الشكل (8:5) ، من هنا نحن بحاجة الى إستخدام أوامر أخرى. من هذه الأوامر ما يسمى بـ Frequencies ، وهذا يتضمن بعض الأساليب الإحصائية التي لم تتوفر في مربع الحوار المشار إليه في الشكل السابق.

وللتوصل الى الأمر السابق فأننا ننقر بالفأرة على كلمة Summarize بعد النقر على كلمة Statistics، فيظهر الشكل (5: 6) مرة أخرى. ومن المستطيل الموجود على يسار كلمة Statistics نختار الأمر Freqencies ، فيظهر الشكل (5: 9) .



من خلال مربع الحوار هذا نختار المتغير الذي نريد التعامل معه وذلك باتباع نفس الطريقة التي اتبعت عند اختيار المتغير لغاية تنفيذ الامر Descripitives.

إن مربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies والمشار إليه في الشكل (10:5) ، يمكننا من اجراء العمليات الأحصائية التالية:



- 1 . قيم المئينات Percentile والذي يتضمن:
- أ) أيجاد قيمة المشيني 25 (الربيع الأول) والمثيني 50 (الربيع الثاني) ، والمثيني 75 (الربيع الثالث) وذلك بوضع إشارة (×) في المربع الموجود أمام الأمر Quartile .

- ب) لايجاد المئينات من مثل المئيني 40 ، أو المئينى 60 ، وهكذا ...، فإننا نضع إشارة (×) في المربع الذي يوجد أمام كلمة Percentile ، ثم نضع في المستطيل رقم 40 وننقر بالفأرة على كلمة Add، فيظهر هذا الرقم في مستطيل. بعد ذلك ترجع الاشارة الى المستطيل الموجود أمام Percentile، ثم نضع الرقم الذي بعدة 60 وننقر بالفأرة على كلمة Add ، وهكذا حسب عدد المئينات المطلوب حسابها.
- ج) إذا إنتهت العملية فإننا ننقر بالفأرة على كل كلمة Continue والموجودة الى يمين مربع الحوار من الأعلى.
- فيظر الشكل (5: 9)، فننقر بالفأرة على كلمة Ok، فتظهر النتائج الخاصة بهذه المئينات، هناك عمليات احصائيه أخرى موجودة في مربع الحوار الخاص بالشكل (5: 10) ومن هذه العمليات أيضاً:
- أ) مقاييس التشتت Dispersion والتي توجد في اسفل مربع الحوار، ومن هذه المقاييس الإنحراف المعياري، Std. Deviation، والتباين Range، وأدنى علامة خام Minimum وأعلى علامة خام Maximum، والخطأ المعياري للمتوسط S.E. mean.
- وحتى ينفذ الحاسوب جميع هذه العمليات فأننا ننقر بالفأرة على كل مربع من المربعات الموجودة امام المقاييس المشار اليها في الشكل السابق، فتظهر إشارة (x) داخل هذه المربعات.
- ب) مقاييس النزعة المركزية Central Tendency والتي توجد في نفس مربع الحوار ولكن في المستطيل الموجود على يمين Percentile Values، وضمن هذا المستطيل .Sum ومكن حساب المتوسط Mode، والوسيط Median، والمجموع Mode، والمجموع المحتود على يمكن حساب المتوسط المحتود على ال
- ج) طبيعة التوزيع: كذلك يمكن إيجاد طبيعة التوزيع من خلال مربع الحوار هذا وذلك بالنقر بألفاره على المربع الذي يوجد أمام كلمة Skewness وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع ملتو، والنقر بالفأره على المربع الموجود أمام كلمة Kurtosis وذلك لمعرفة فيما إذا كان التوزيع قليل التفلطح أو كبير التفلطح.
- د) من خلال النظر إلى الشكل (5: 9) فأننا يمكن أيضاً حساب التكرارات لكل علامة Dis- خام وذلك بوضع إشارة (x) في المربع الموجود في أسمفل الشكل وأمام جملة -play Frequency tables

مثال (12:5): فيما يلى نتائج (50) طالباً في مادة الإحصاء في التربية:

27	47	45	44	40	35	15	20	35	30
40	39	38	36	36	34	31	30	29	28
38	37	36	45	41	44	40	38	37	35
33	32	30	25	23	19	18	19	20	37
27	28	29	26	22	37	36	33	35	40

المطلوب: إيجاد المتوسط، والإنحراف المعياري، والتباين، والالتواء. وباستخدام برنامج SPSS من خلال الحاسوب.

لايجاد هذه النتائج من خلال استخدام برنامج SPSS والمخزن في الحاسوب، فإننا نلجأ الى الخطوات التي أشرنا إليها سابقاً وذلك بفتح ملف جديد New وإدخال البيانات الخاصة بالتحصيل تحت عنوان Achievement وهو رمز لـ Achievement وبالتالي تظهر عندنا البيانات وذلك كما هو مشار إليه في الصفحتين اللاحقتين.

بعد ذلك نستخدم الأمر Statistics ونقوم بالنقر بالفأرة على هذه الكلمة، فيظهر لنا De- الأمر Summarize يظهر لنا الأمر Summarize، وأوامر أخرى، وبالنقر على كلمة Summarize يظهر لنا الأمر scriptives، وهذا هو الأمر الذي يتم التعامل معه لأيجاد الاحصائيات المطلوبة وقد أشرنا إلى كيفية التعامل مع هذه الأوامر سابقاً.

	ach
_1	30.00
2	35.00
3	20.00
4	15.00
5	35.00
6	40.00
7	44.00
8	45.00
9	47.00
10	27.00
11	28.00
12	29.00
13	30.00
14	31.00
15	34.00
16	36.00
17	36.00
18	38.00
19	39.00
20	40.00
21	35.00
22	37.00
23	38.00
24	40.00
25	44.00
26	41.00

	ach
27	45.00
28	36.00
29	37.00
30	38.00
31	37.00
32	20.00
33	19.00
34	18.00
35	19.00
36	23.00
37	25.00
38	30.00
39	32.00
40	33.00
41	40.00
42	35.00
43	33.00
44	36.00
45	37.00
46	22.00
47	26.00
48	29.00
49	28.00
50	27.00

وبإجراء جميع العمليات الإحصائية المتعلقة بهذا الأمر فأننا نحصل على النتائج المشار إليها أدناه في الجدول.

Descriptives

Descriptive Statistics

	N	Range	Minimum	Maximun	M	ean
	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error
ACH Valid N (listwise)	50 50	32.00	15.00	47.00	32.7800	1.1085

Descriptive Statistics

	Std	Variance	Skewness		Kurtosis	
	Statistic	Statistic	Statistic	Std. Error	Statistic	Std. Error
ACH Valid N (listwise)	7.8384	61.440	417	.337	482	.662

يتبين لنا من الجدولين السابقين القضايا التالية:

- 1- المتغير والذي عباره عن التحصيل والذي رمزنا له بالرمز ACH.
- 2 عدد أفراد العينة N والذي بلغ 50، ولا يوجد حالات مفقودة (Valid N (listwise .
- 3 المدى Range حيث بلغت قيمة المدى 32 وهو الفرق بين أكبر علامة (47) وأقل علامة (15).
 - 4 أقل علامة Minimum تساوى (15)
 - 5 أعلى علامة Maximum تساوى (47)
 - 6 المتوسط Mean ويظهر تحته ما يلي:
 - أ) الإحصائي Statistic وهو عبارة عن متوسط العينة ويساوي 32.7800.
- ب) الخطأ المعياري للمتوسط Std. Error ويساوي 1.1085 وهو يدل على مقدار دقة المتوسط الحسابي كتقدير لمتوسط المجتمع.
 - 7 الإنحراف المعياري Std ويساوي 7.8384
 - 8 التباين Variance ويساوى 61.44
 - 9 الالتواء Skewness ويوجد تحته ما يلي:

- أ) الإحصائي المتعلق بالالتواء ويساوي (-0.417) وهذا يعني أن التوزيع ملتوي التواء سالب.
 - ب) الخطأ المعياري للإلتواء ويساوي 0.337
 - 10 التفلطح Kurtosis ويوجد تحته ما يلي:
 - أ) الأحصائي المتعلق بالتفلطح Statistic ويساوي (- 0.482).
 - ب) الخطأ المعياري المتعلق بالالتواء Std. Error ويساوي 0.662.
- مثال (13:5): على فرض أننا نريد من خلال البيانات الموجودة في المثال (12:5) ما يلي:
 - 1 المئيني 25، والمئيني 50، والمئيني 75.
 - 2 إيجاد المئيني 60، والمئيني 80، والمئيني 90.
 - 3 المتوسط ، والوسيط، والمنوال.
 - 4 التكرارات لكل علامة من العلامات الخام.

لقد رأينا من خلال تطبيق الأمر Descriptive أن هناك بعض الأساليب الإحصائيه لا تظهر كالمئينات والوسيط والمنوال، ومن هنا فإننا نلجأ إلى ما يلى:

- 1 نفتح ملف البيانات السابق.
- 2 ننقر بالفأره على كلمة Statistics
 - 3 يظهر عند الأمر Summarize.
- 4 ننقر بالفأره على الأمر Summarize فتظهر العديد من الأوامر الفرعية منها -4 oquencies الذي أشرنا إليها سابقاً auencies الذي أشرنا إليها سابقاً عند الحديث عن هذا الموضوع (انظر الشكل 9:5).

وبوضع إشارة (x) في المربعات المتعلقة بمربع الحوار الخاص بالأمر Frequencies، والمشار إليه في الشكل (10:5)، وإدخال المئينات المطلوبة كما أشرنا سابقاً عندما تحدثنا عن كيفية الأدخال. تظهر النتائج المشار إليها في الجدولين التاليين:

Frequencies

Statistics

achievement

N	Valid	50
	Missing	0
Mean		32.7800
Std. Error of Mean		1.1085
Median		35.0000
Mode		35.00 ^a
Std. Deviation		7.8384
Variance		61.4404
Skewness		417
Std. Error of Skewness		.337
Kurtosis		482
Std. Error of Kurtosis		.662
Range Minimum		32.00
Maximum		15.00
Sum		47.00 1639.00
Percentiles	35	27.7500
1 0.00	25 50	35.0000
	60	36.0000
	75	38.0000
	80	39.8000
	90	43.7000

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

achivement

		Frequency	Percent	Valid Percent	Comulative Percent
Valid	15.00 18.00 19.00 20.00 22.00 23.00 25.00 26.00 27.00 28.00 29.00 30.00 31.00 32.00 33.00 34.00 35.00 36.00 37.00 38.00 40.00 41.00 44.00 45.00 47.00	1 1 2 2 1 1 1 2 2 2 3 1 1 2 1 4 4 4 4 3 1 4 1 2 2	2.0 2.0 4.0 4.0 2.0 2.0 2.0 4.0 4.0 4.0 4.0 2.0 8.0 8.0 8.0 8.0 6.0 2.0 4.0	2.0 2.0 4.0 4.0 2.0 2.0 2.0 4.0 4.0 4.0 6.0 2.0 2.0 4.0 8.0 8.0 8.0 8.0 6.0 2.0 4.0 4.0	2.0 4.0 8.0 12.0 14.0 16.0 18.0 20.0 24.0 28.0 32.0 38.0 40.0 42.0 46.0 48.0 56.0 64.0 72.0 78.0 80.0 88.0 90.0 94.0 98.0
	Total	50	2.0 100.0	100.0	100.0

يتبين من الجدولين السابقين ما يلي:

- أ. الجدول الأول: يتضمن هذا الجدول المحتويات التالية:
- 1- عدد الحالات التي عولجت احصائياً ورمز لها بالرمز N وعدد هذه الحالات (50).
 - 2- عدد الحالات المفقودة Missing وقد بلغت عدد هذه الحالات (صفر).
 - 32.78 والذي يساوى Mean -3
 - 4- الخطأ المعياري للمتوسط Std.Error of Mean وقد بلغ 1.1085 .
 - 5 الوسيط Median ويساوى (35) .
 - 6 المنوال Mode والذي يساوي (35) .
 - 7 الانحراف المعياري Std. Deviation وقد بلغ 7.8384 .
 - 8 التباين Variance وقد بلغ 61.4404.
 - 9- الالتواء Skewness وقد بلغ 0.417
 - 10- الخطأ المعياري لالتواء Std, Error of skewness وقد بلغ 337.
 - 11- التفلطح Kurtosis وقد بلغ 0.482 .
 - 12- الخطأ المعياري للتفلطح Std. Error of Kurtosis وقد بلغ 0.662 .
 - 13- المدى Range وقد بلغ 32.
 - 14- ادنى علامة Minumum وقد بلغت 15.
 - 15- اعلى علامة Maximum وقد بلغت 47.
 - 16- مجموع العلامات Sum وقد بلغ 1639 .
 - 17- الدرجات المقابلة للمئينات Percentiles وقد كانت على النحو التالي:
 - أ الدرجة المقابلة للمئيني 25 هي 27.
- ب- الدرجة المقابلة للمئيني 50 هي 35 وهي نفس العلامة المشار اليها في
 - الوسيط لأن الوسيط هو عبارة عن المئيني 50.
 - ج- الدرجة المقابلة للمئيني 60 تساوي 38.
 - د الدرجة المقابلة للمئيني 80 تساوي 39.8 .

- و الدرجة المقابلة للمئيني 90 تساوى 43.
 - ب الجدول الثاني: يتضمن هذا الجدول ما يلى:
 - 1 العمو د الأول ويتضمن العلامات.
- 2 العمود الثاني يشير الى ان العلامة 36 حصل عليها (4) طلاب ، والعلامة 38 حصل عليها (3) طلاب وهكذا .
 - 3 العمود الثالث: نسبة الطلاب ضمن كل علامة من العلامات Percent.
- 4 العمود الرابع نفس ما ورد في النقطة الثالثة، وهذا العمود للدلالة على وجود أو عدم وجود حالات مفقودة ويشار إليه بـ Valid Percent.
 - 5 العمود الأخير والذي أشير إليه بالنسبة التراكمية Cumulative Percent.
- فعلى سبيل المثال نسبة الحالات الواقعة ضمن العلامة 22 فما دون (14%) ، ونسبة الحالات الواقعة ضمن العلامة 44 فما دون (94%) من الحالات.

اسئلة الفصل الخامس

- س1: تقدم 200 طالب لامتحان ما وكانت علاماتهم موزعة توزيعاً سوياً بمتوسط (40) وانحراف معياري (8)، جد الآتى:
 - 1. جد الرتبة المئينية للعلامة 45.
 - 2. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما فوق.
 - 3. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة 45 فما دون.
 - 4. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 45 و 50.
 - 5. جد نسبة وعدد الطلبة الذين حصلوا على علامة ما بين 35 و 45.
- 6. اذا اردنا ان نقبل في الجامعة اعلى 20% من المتقدمين للامتحان فما هي العلامة التي تعتبر حداً ادنى للقبول في الجامعة؟ وكم عدد الطلبة الذين يمكن قبولهم؟
- س2: اذا كانت علامات صف تتوزع توزعاً سوياً يمتوسط (60) وانحراف معياري (10)، جد الآتى.
 - أ. الدرجة المعيارية لطالب حصل على علامة (70).
 - ب، الدرجة التائية لهذا الطالب،



الفصل السادس

معامل الارتباط والانحدار

- 1:6 مقدمة
- 6: 2 تفسير معامل الارتباط
 - 6: 3 قياس الارتباط
- 6: 4 معامل ارتباط بيرسون
- 6: 5 معامل الارتباط النقطى
- 6: 5: 1 فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطي.
 - 6: 6 معامل باييسيريال (معامل الارتباط الثنائي)
 - 6: 7 معامل ارتباط سبيرمان
 - 6: 8 معامل الاقتران (فاي)
 - 6: 9 مقياس التوافق
 - 6: 10 لامبادا
 - 6: 11 نسبة الارتباط (إيتا)
 - 6: 12 الارتباط والسببية
 - اسئلة على الفصل السادس

معامل الارتباط والانحدار Correlation and Regression

1:6 مقدمة

إن معامل الارتباط (Correlation Coefficient) يقيس اتجاه وحجم العلاقة بين المتغيرات، اما بالنسبة لمعامل الانحدار (Regression Coefficient) فيزودنا بالعلاقة الوظيفية القائمة بين المتغيرات. هذا وسنتحدث في هذا الفصل عن معامل الارتباط، وفي الفصل السابع عن معامل الانحدار. كما سيتم التطرق في هذا المجال إلى فحص الفرضيات المتعلقة بالعلاقة بين المتغيرات. هذا ولا بد من الاشارة هنا إلى انه لا يوجد فرق كبير بين ما يسمى بالارتباطات او الفروق، فاذا كانت المعالجات تتضمن متوسطات مختلفة، فانها اى المعالجة ترتبط بالاداء.

إن مثل هذا التمييز ذا فائدة، وذلك وفقاً لاهتمامات الباحث، او طبيعة التجربة. فعندما يهتم الباحث بالفروق بين المتوسطات فان التجربة تتألف من مستويات كيفية او كمية من المتغير المستقل، ويكون التركيز على اظهار أن المتغير التابع يختلف من مستوى الى آخر من مستويات المعالجة. اما عندما يهتم الباحث بالعلاقة او الارتباطات، فان المتغير المستقل يحتوي على العديد من المستويات الكمية ويكون الباحث مهتماً في تبيان ان المتغير التابع دالة للمتغير المستقل.

وعندما يتم تحليل الارتباط فإننا نسأل عن وجود نوع من التغاير او التباين المشترك (Covariate) بين المتغيرين، اي بمعنى آخر هل التغير في المتغير (ص) يعتمد على التغير في المتغير (س).

إن تحليل الارتباط يهدف الى اكتشاف العلاقة الخطية (Non Linear relationship). فعلى سبيل المثال المتغيرات، وكذلك العلاقة غير الخطية (Non Linear relationship). فعلى سبيل المثال كيف لنا ان نصف بشكل أفضل العلاقة بين متغير من مثل الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة. اننا في مثل هذه الحالة نلجأ الى ايجاد معامل الارتباط، فإذا كانت العلاقة موجودة بين المتغيرين، فاننا نستطيع من معرفة درجة الفرد على احد المتغيرات أن نتبأ بدرجته على المتغير الآخر، اذ ان العديد من الكليات الجامعية على اختبار الاستعداد المدرسي عند قبول الطلبة في السنة الاولى تستخدم علامات الطلبة على اختبار الاستعداد المدرسي للتنبؤ بمعدلاتهم التراكمية في السنة الجامعية الاولى.

إن القيمة التنبؤية لأي متغير من المتغيرات تعتمد على درجة العلاقة بين المتغيرين. وكلما كانت العلاقة اعلى كلما كان هناك دقة اكبر في عملية التنبؤ بشكل عام.

وبناءً على مل سبق اذا كان هدف الباحث التنبؤ بالمتغير التابع (ص) بناءً على معرفته او من خلال المعلومات المتوفرة من المتغير المستقل (س)، فاننا في مثل هذه الحالة نتحدث عن معامل الانحدار (Regression Coefficient)، ولكن اذا كان الباحث من جهة أخرى مهتم فقط في الحصول على تعبير احصائي عن درجة العلاقة بين المتغيرين، فإنه في مثل هذه الحالة يركز على ايجاد معامل الارتباط.

إن معامل الارتباط يأخذ قيمه بين (+1 و -1)، وان الاشارة الموجبة او السالبة تشير الى اتجاه العلاقة، والقيمة المطلقة للمعامل تشير الى حجم العلاقة.

وفي بعض الاحيان يعتقد البعض وبشكل خاطىء الى أن معامل الارتباط الايجابي يشير الى علاقة اقوى من قيمة معامل الارتباط السالبة. فالاشارة السالبة ليست لها علاقة بقوة العلاقة وانما تشير الى اتجاه العلاقة، اذ ان معامل الارتباط (-0.80) أعلى من معامل الارتباط (+0.75).

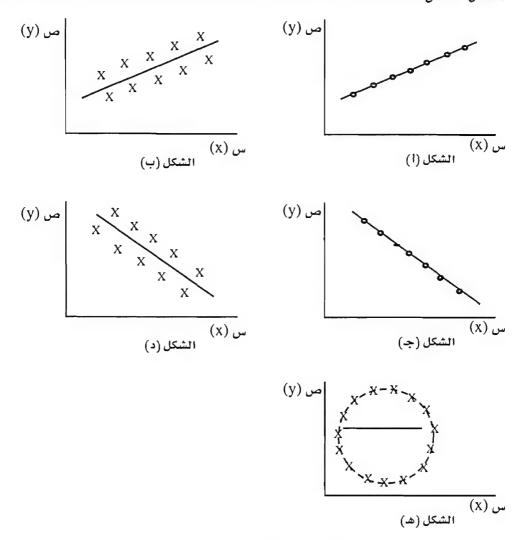
هناك العديد من الطرق لقياس معامل الارتباط بين المتغيرين، ولكن قبل الحديث عن هذه الطرق، فإن اكثر الاساليب استخداماً للوصول الى فكرة آو نوع من التبصر حول طبيعة هذه العلاقة هو في استخدام ما يسمى شكل الانتشار Scatterplot.

وعند رسم شكل الانتشار فإن كل فرد من افراد الدراسة يمثل بنقطة على بعدين احدهما يمثل المتغير (س)، والآخر يمثل المتغير (ص).

ومن اجل رسم شكل الانتشار للبيانات فاننا نرسم محورين، المحور السيني (X - axis) والمحور الصادي (Y - axis) اذ يوضع على المحور السيني او الافقي المتغير الذي يستخدم للقيام بعملية التنبؤ (predictor) وعلى المحور الصادي او العمودي الظاهرة المراد التنبؤ بها او المحك (Criterion or predicted)، فاذا اردنا دراسة العلاقة بين التفكك الاسري وجنوح الاحداث، فإن التفكك الاسري يعتبر المتغير الذي نتنبأ من خلاله بجنوح الاحداث، وبالتالي يتم تمثيل متغير التفكك الاسري على المحور السيني، وجنوح الاحداث على المحور الصادي، اوبمعنى آخر نضع المتغير المستقل على المحور السيني، بينما المتغير التابع على المحور الصادي.

هذا وتمثل الاشكال (1:10) التالية طبيعة بعض العلاقات القائمة بين المتغير المستقل والمتغير التابع او العلاقة بين (س و ص).

لقصل السادس



الاشكال (1:6) تمثل العلاقات او الارتباطات المختلفة القائمة بين المتغير (س) والمتغير (ص).

من الاشكال السابقة يمكن ان نستنتج ان معامل الارتباط او العلاقة بين س و ص تتراوح من العلاقة التامة الى عدم وجود علاقة.

فاذا نظرنا الى الشكل (أ)، فان العلاقة او الارتباط بين س و ص ارتباط تام وموجب، اي انه اذا زادت قيمة س بمقدار معين، فإن قيمة ص تزداد وبنفس المقدار، كذلك اذا نقصت قيمة (س) بمقدار معين، فإن قيمة (ص) تنقص بنفس المقدار، وبالتالي تكون جميع النقاط واقعة على الخط المستقيم.

وبالنسبة للشكل (ب)، فانه يمثل ارتباط ايجابي ولكن ليس تام، اي ان الزيادة في (س)

تؤدي الى الزيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، كذلك النقصان في (س) تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

وفيما يتعلق بالشكل ج، فإن الارتباط بين المتغير (س) والمتغير (ص) تام ولكن سالب (عكسي). وهذا يعني ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى نقصان في (ص) بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى الزيادة في (ص) بنفس المقدار.

وبالنسبة للشكل (د) فانه يشير الى وجود ارتباط سلبي بين س و ص، ولكن ليس تاماً. اي ان الزيادة في (س) بمقدار معين تؤدي الى النقصان في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار، والنقصان في (س) بمقدار معين يؤدي الى زيادة في (ص) ولكن ليس بالضرورة بنفس المقدار.

واخيراً فيما يتعلق بالشكل (هـ) فانه يشير الى عدم وجود علاقة بين كل من س و ص. اي انه لا يوجد اتجاه نظامي لتغير (ص) مع تغير (س)، وبالتالي معرفة قيمة (س) لا تقدم لنا اى معلومات عن قيمة (ص).

2:6 تفسير معامل الارتباط

إن قيمة معامل الارتباط (ر) تعكس درجة العلاقة الخطية بين ازواج من الدرجات، ولكن هذه العلاقة معقدة. فالارتباط بين (س و ص) لايعني ان التغاير في (س) يسبب التغاير في (ص) او العكس. واكثر من ذلك فان معامل الارتباط 0.60 لايشير الى ان الارتباط 60%، فمعامل الارتباط ليس نسبة مئوية، كذلك هذا المعامل لا يعني انه ضعف معامل الارتباط الذي يساوى 0.30

وعندما تكون العلاقة بين المتغيرين ليست تامة، فان هناك بعض الاستثناءات . إن احدى الطرق لفهم حجم الفروق في معاملات الارتباط هو في فهم إلى اي مدى هذه الاستثناءات متوقعة بالنسبة للدرجات المختلفة من الارتباطات. ويمكن فهم ذلك عن طريق مقارنة نسبة الدرجات الواقعة فوق الوسيط على المتغير الاول مع نسبة الدرجات الواقعة فوق الوسيط على المتغير الاول مع نسبة الدرجات الواقعة فوق الوسيط على المتغير الثاني. فاذا كانت العلاقة تامة، فإن جميع الحالات فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الاول هي ايضاً فوق الوسيط بالنسبة للمتغير الثاني. ولكن عندما تكون العلاقة صفر (اي لا يوجد ارتباط) فان 50% من الحالات تقع فوق الوسيط على المتغير الافراد ولائن يقعون فوق الوسيط على المتغير الاالى النسبة للمتغير الثاني. وهذا يعني ان نصف الافراد الذين يقعون فوق الوسيط على المتغير الاول ستقع علاماتهم دون الوسيط على المتغير الثاني.

بالاضافة الى الامور السابقة التي ذكرناها، فان هناك صعوبات اخرى يمكن ان تظهر وتتمثل بما يلى:

1- ان معامل ارتباط بيرسون والذي سوف نتحدث عنه فيما بعد مناسب فقط عندما تكون العلاقة خطية بين المتغيرين. ولذلك كلما كانت النقاط قريبة من الخط المستقيم او تقع على الخط المستقيم، كلما كان معامل الارتباط اعلى. ولكن عندما تكون العلاقة غير خطية كما هو الحال في الشكل (2:6) فإن معامل ارتباط بيرسون سوف يؤدي الى تقييم متدني لدرجة العلاقة بين المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك يباعد للنقاط عن الخط لا يقدم لنا القيمة الحقيقية لقوة العلامه

2- ان معامل الارتباط حساس لما يسمى بالمدى او التغاير الذي يميز المتغيرين. ولذلك كلما كان هناك ضيق مدى (Restriction of the range) في س و ص او كليهما فإن ذلك سوف يؤدي الى انخفاض في القيمة المطلقة لحجم معامل الارتباط مع بقاء الامور الاخرى ثابتة او متساوية. فعلى سبيل المثال وجد ان معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي في الجامعة يساوي 0.40 ، وهذا بسبب ان الطلبة الذين حصلوا على علامات عالية هم الذين قبلوا في الجامعة. ولكن اذا قبل كل فرد في الثانوية العامة في الجامعة فان معامل الارتباط سيكون اعلى. ولكن إذا تم حساب معامل الارتباط بين الاستعداد المدرسي والمعدل التراكمي عند الطلبة الذين حصلوا على علامات متميزة، فإن معامل الارتباط سيكون منخفضاً.

ان حجم معامل الارتباط ليس دالة لحجم الخطأ المعياري (S_{yx}) او التباين في قيم (o) حول خط الانحدار، ولكنه عبارة عن دالة لحجم الخطأ المعياري للتقدير (S_{yx}). بالنسبة للانحراف المعياري لـ (o) (o) فاذا كان الخطأ المعيلري للتقدير عمر يساوي صفراً، فإنه لا يوجد خطأ في التنبؤ. وبالتالي فإن معامل الارتباط يمكن حسابه باستخدام المعادلة التالية:

معامل الارتباط والانحدار

$$r = \sqrt{\frac{1 - \frac{S_{vx}^2}{S_y^2}}{1 - \frac{S_{vx}^2}{S_y^2}}}$$
 (1:6) المعادلة (1:6) $r = \sqrt{\frac{3}{2}} - 1$

وفي الجانب الآخر اذا كانت قيمة الخطأ المعياري للتقدير (3_{m_m}) نفس قيمة التباين لـ ص $(3^2_{m_m})$ ، فان معامل الارتباط يساوي صفراً سواء كان الخطأ المعياري للتقدير صغيراً ام كبيراً. ولتوضيح كيف يؤثر ضيق المدى على حجم معامل الارتباط، لنتصور موقفين، الموقف الاول المدى بالنسبة لقيم س غير ضيق (unrestricted) وفي الموقف الثاني تم حذف بعض الدرجات المتطرفة، بحيث اصبحت المجموعة متجانسة. من هنا فإن قيم (0) سوف تختلف بشكل ملحوظ في الموقف الاول عنه في الموقف الثاني. على فرض ان التباين (3^2) لدرجات (0) في الموقف الاول يساوي (3) والتباين (3^2) لدرجات (0) في الموقف الثاني الدي يتصف بضيق مدى)، يساوي (3) وعلى فرض ان قيمة (1) لكل من الموقفين السابقين، واردنا حساب قيمة (1) فان قيم (1) هي على النحو التالى في الموقفين.

ر الموقف الاول (عدم وجود ضيق المدى) =
$$\sqrt{\frac{4}{8} - 1}$$
 = 0.71 = $\frac{4}{6} - 1$ ر الموقف الثاني (وجود ضيق المدى) = $\sqrt{\frac{4}{6} - 1}$ = 0.58 =

مما سبق يمكن القول ان الانتقال من عدم وجود ضيق مدى الى وجود ضيق مدى يؤدي إلى انخفاض في تباين (ص) لان ينخفض، ولكن الخطأ المعياري للتغاير لا ينخفض وبالتالي فان نسبة ع²ص تصبح اعلى، وعليه تنخفض قيمة (ر).

من هنا يمكن القول أن قيم معامل الارتباط تعتمد على درجة التغاير التي تميز كل متغير بالاضافة الى العلاقة الموجودة. وباستثناء الاوضاع غير العادية جداً، فإن ضيق المدى سيؤدي الى ارتفاع قيمة (ر) فقط عندما يؤدي حذف بعض العلاقات غير الخطية. فعلى سبيل المثال اذا تم ايجاد معامل الارتباط بين القدرة القرائية والعمر بحيث يكون العمر من بداية الولادة حتى سن 70، فإن البيانات ستكون منحنية ومستوية عند سن 4 ثم ترتفع عند

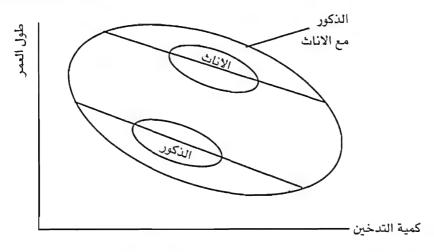
سن 17، ثم تستقر بعد ذلك عند حد يسمى بالحد الاعلى، وبالتالي فان معامل الارتباط الذي يقيس العلاقة الخطية سيكون منخفضاً نسبياً، ولكن اذا تم تضييق المدى بحيث يشمل الاعمار من 5 الى 14 فان معامل الارتباط سيكون عالياً، بما اننا قد حذفنا قيم المتغير (ص) والتي لا تتغيرخطياً كدالة للمتغير س.

3- ان معامل الارتباط كاي نوع من انواع الاحصاء يخضع للتذبذب العيني-Sample Varia وبالاعتماد على العينة، فان معامل الارتباط يمكن ان يكون عالياً او منخفضاً من عينة الى أخرى. وبالاعتماد على مبدأ التذبذب العيني العشوائي، فان معامل الارتباط يتذبذب اكثر من عينة الى أخرى عندما يكون حجم العينة قليل اكثر منه في حالة حجم العينة كبير، إذ انه بالنسبة لكل عينة صغيرة الحجم، فان قيمة (ر) غير مستقرة تماماً من عينة الى عينة، ولذلك قلما تقترب من قيمة معامل الارتباط بالنسبة للمجتمع.

إن استخدام العينة لتقدير درجة العلاقة او الارتباط بين متغيرين بالنسبة للمجتمع ككل يعتبر غير مقنع ما لم يكون حجم العينة كبير للحصول على نتائج مستقرة تقريباً. فعندما نقوم بحساب معامل الارتباط، فإن السؤال الذي يمكن أن يسأله الباحث فيما أذا كانت هناك علاقة حقيقية بين المتغيرين، أي هل معامل الارتباط الذي تم الحصول عليه من خلال العينة يختلف عن معامل الارتباط الحقيقي للمجتمع والمساوي صفر فقط بسبب التذبذب العشوائي؟

والجواب هو انه حتى يكون معامل الارتباط للعينة يختلف بشكل دال عن صفر فإنه يجب ان يختلف بشكل كاف بحيث يكون هذا الاختلاف يحدث 0.05 أو 0.01 من المرات اذا كانت الفرضية المتعلقة بعدم وجود ارتباط في المجتمع صحيحة بشكل واقعي.

4- تأثير العينات الفرعية غير المتجانسة Heterogeneous Subsamples من العوامل التي تؤثر على حجم معامل الارتباط هو التعامل مع عينات فرعية غير متجانسة. فعلى سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين التدخين وطول العمر، بحيث نضع بيانات الاناث على حدة وبيانات الذكور على حدة وذلك بمعزل عن اي مؤثرات لها علاقة بطول العمر الذي يوجد له احياناً علاقة مع الجنس، بحيث تظهر هذه العملية كما هو وارد في الشكل (6: 3)



الشكل (3:6) تأثير العينات الفرعية غير المتشابهه على العلاقة بين التدخين وطول العمر

إذا نظرنا الى الشكل (3:6) فإن القطع الاهليجية تمثل تجمع للعديد من البيانات. ويتضح من الشكل ان معامل الارتباط بين التدخين وطول العمر عال وإذا تم تجمع هذه البيانات في مجموعة واحدة، فإن معامل الارتباط يقل.

إن معامل الارتباط الاقل بالنسبة للمجموعة كلها ليس له صلة بالارتباط بين التدخين وطول العمر ولكن يعكس العلاقة بين ما يسمى بالجنس وتوقع طول العمر، إذ اشارت بعض الدراسات الى ان الفرق في طول العمر بين الذكور والاناث يمكن ان يعزى بشكل كبير الى الفروق في سلوك التدخين.

ان النقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا فيما يتعلق بعدم التجانس بين العينات الفرعية عند تجميع البيانات من مصادر عديدة فعلى الباحث ان يكون واعياً او متيقظاً في عدم وجود تباين يعزى الى متغيرات ليست ذات علاقة.

5- إن القيمة الحقيقية لمعامل الارتباط تعتمد على العديد من الامور، منها ما يتعلق بالعينة التي تم اختيارها، ومنها ما يتعلق بكيفية قياس المتغير، فاذا غيرنا من اختبار الاستعداد المدرسي الى اختبار آخر، فإن هناك احتمال ان تتغير العلاقة مع المعدل التراكمي في الجامعة. ومن العوامل الاخرى التي تؤثر على حجم معامل الارتباط ما له علاقة بالظروف الخاصة التي تعمل وفقها هذه المتغيرات.

لذلك عندما نشير الى قيمة معامل الارتباط فإنه من الضروري ان نضع وصفاً دقيقاً للادوات المستخدمة والظروف التي في ظلها تم الحصول على معاملات الارتباط، لان تغير الظروف قد يؤدي الى احتمالات التغير في معاملات الارتباط.

3:6 قياس الارتباط

ان احدى الاعتبارات المهمة لاختيار معامل الارتباط الملائم معرفة مستوى او نمط قياس المتغيرات التي سيتم ايجاد العلاقة بينها.

هذا وقد تحدثنا في السابق عن انواع المقاييس المستخدمة (اسمي، وتراتيبي، ومسافات، ونسبة)، وسنتحدث عن امثلة تبين الاحصائي الملائم حسب نوعية المتغيرات التي نتعامل معها، ولكن قبل الحديث عن ذلك فلا بد من الاشارة الى ما يسمى بالتغاير او التباين المشترك (Covariance). ومن الطرق الشائعة والمستخدمة لايجاد درجة العلاقة بين المتغير (س) والمتغير (ص) حساب ما يسمى التباين المشترك للعينه Sample Covariance (ع²صس) (Cov (X,Y) والذي يعبر عن درجة تغير المتغيرين مع بعضهما البعض.

ان التباین المشترك مشابه للارتباط بین المتغیرین س و ص، ونتیجة لذلك اذا ارتبطت القیم العالیة لـ (س) مع القیمة العالیة لـ (ص)، فان كل من متغیر التغایر او التباین المشترك والارتباط موجب، ویكون كل منهما سالب عندما ترتبط القیم العالیة لـ (س) مع القیم الصغری لـ (ص). هذا ویمكن حساب التغایر من خلال المعادلة التالیة:

المعادلة (2:6)
$$\frac{(n + m)(n + m)}{0} = \frac{(n + m)(n + m)}{0}$$

$$3^{2}(m, m) = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^{n} (x - x_{i})(y - y_{i})$$
or
$$(n + m) = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^{n} (x - x_{i})(y - y_{i})$$

$$3^{2}(n + m) = \frac{1}{n - 1} \sum_{i=1}^{n} (cov(x, y)) = \frac{1}{n - 1} SS_{xy}$$

إذ ان ن = عدد الافراد

س = العلامات او الدرجات على المتغير س

ص = العلامات او الدرجات على المتغير ص

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه في حالة الارتباط السلبي القوي، فإن هناك احتمال اكبر لإن ترتبط القيم الموجبة والعالية للفرق بين (س) ومتوسط (\overline{x} - \overline{x}) بالقيم السلبية العالية للفرق بين ص ومتوسط (ص) (\overline{y} - \overline{y}) او العكس.

اما في حالة عدم وجود ارتباط بين س و ص، فان القيم الموجبة للفروق بين (س) ومتوسط س (\overline{x} - \overline{x}) ترتبط بعض الاحيان بالقيم الموجبة وبعض الاحيان بالقيم السالبة للفروق بين (ص) ومتوسط ص (\overline{y} - \overline{y}) .

وبالنسبة لاية بيانات معطاه، فإنه من الممكن ان يكون التباين المشترك بين س ص (Cov_{xy}) موجب الى الحد الاقصى عندما يرتبط كل من س و ص مع بعضهما البعض بشكل تام (ر = +1)، ويكون سالباً الى الحد الاقصى عندما يرتبطان مع بعضهما البعض بشكل سلبي تام (ر= -1). وعندما يكون الارتباط بين المتغيرين (رس = صفر) فان التباين المشترك يساوي صفراً.

مثال(1:6)

لتوضيح كيفية حساب التباين المشترك لنأخذ على سبيل المثال العلاقة بين الدافعية والتحصيل عند عينة مؤلفة من (10) افراد، وقد تم الحصول على هذه البيانات والمبينة في الجدول (1:10) بعد تطبيق اختبارين في الذكاء والتحصيل عليهم.

عينة من (10) افراد	، الدافعية والتحصيل عند .	الدرجات على اختباري	الجدول (1:6)
J \ / U =	<u> </u>		

التحصيل (ص)	الدافعية (س)	الافراد		
75	115	1		
80	125	2		
90	135	3		
50	85	4		
40	75	5		
60	98	6		
70	110	7		
88	120	8		
55	100	9		
58	105	10		

ان التباين المشترك قد نستخدمه لقياس درجة العلاقة بين المتغيرين، ولكن المشكلة هنا ان القيمة المطلقة للتباين المشترك دالة للانحراف المعياري لـ س و ص، وبالتالي فإن ع²رص والتي تساوي291.8 يمكن ان تعكس درجة عالية من الارتباط عندما يكون الانحراف المعياري عالي. ولذلك من اجل حل هذه المشكلة، فاننا نلجأ الى تقسيم التباين المشترك على حجم الانحرافات المعيارية وبالتالي تقدير معامل الارتباط من خلال استخدام المعادلة التالية.

المعادلة (3:6)
$$r = \frac{\text{Cov xy}}{S_x S_y}$$

$$r = \frac{3^2}{S_x S_y}$$

$$z = \frac{3^2}{S_x S_y}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:6) فإن:

$$\frac{291.8}{16.67 \times 18.23} = \frac{291.8}{303.89} = \frac{291.8}{303.89}$$

$$0.96 =$$

وقبل الحديث عن بعض الاساليب الاحصائية التي تستخدم لايجاد معامل الارتباط بين المتغيرين، لا بد من التمييز بين متغير ثنائي وثّاب ومتغير ثنائي مستمر، فعندما نتعامل مع المقياس الاسمي فانه يمكن تقسيمه الى قسمين. الاول ويتضمن ما يسمى بالمتغير الثنائي والقفّاز والذي يمثل غياب الصفة او وجودها. وعادة ما يتم تصنيف وجود الصفة به (1)، وعدم وجودها به (صفر). ومن الامثلة على المتغيرات الوثابة او القفازة الحالة الاجتماعية (متزوج = صفر). واستجابات الافراد على فقرات الاختبار (صحيحة = 1، خاطئة = صفر)، والجنس (ذكور = 1) اناث = صفر)، والتصنيف 1 وصفر تصنيف اعتباطي.

أما التقسيم الثاني يقسم المتغير الى متغير ثنائي ومستمر Nominal - Continuous) فضي هذا النوع من المقاييس فان البيانات تصف درجة الفرد ضمن

مجموعة من التصنيفات ولكن يفترض ان يكون المتغير سيار ويتصف بالسواء، فعلى سبيل المثال قد نحصل على درجات الافراد على اختبار الذكاء وبعد ذلك نصنف الافراد الى فئتين (الفئة التي معامل ذكاءها فوق 100 تعطى تصنيف 1، والفئة التي معامل ذكاءها اقل من 100 تعطى تصنيف 2 او صفر).

كذلك في حالة الاداء على الاختبارات النفسية وتصنيف الافراد بناءً عليها الى سوي Normal وغير سوي العلم على الاختبارات النفسية وتصنيف الافراد بناءً عليها الى سوي

هذا وسوف نتحدث هنا عن انواع عديدة من معاملات الارتباط والمواقف التي يمكن ان تستخدم فيها مثل هذه المعاملات من خلال الجدول (2:6)

جدول (2:6) انواع معاملات الارتباط والمواقف التي يمكن ان يستخدم فيها

ملاحظات	المتغير الثاني	المتغير الاول	الرمز	نوع معامل الارتباط
اكثر المعاملات استقراراً،	مستمر	مستمر	ر (r)	1- معامل ارتباط بيرسون
الخطأ المعياري قليل الحجم				
حالة خاصة من معامل	رتب	رتب	ر سبيرمان	2- مــعــامل الرتب
ارتباط بيرسون			(p)	لسبيرمان
يؤدي الى الحصول على	مستمر	ثنائي حقيقي	ر الارتباط	3- مــعــامل بوينت
معامل ارتباط اقل من		(اسمي)	الــنــقــطـــي (rpb)	بايسيريال
معامل بايسيريال			(1pb)	
قيمته يمكن ان تتجاوز (1)	مستمر	ثـنـائــي	ربايسيريال	4- معامل بايسيريال
ويتضمن خطأ معياري اكبر		مصطنع	(r_s)	
من (ر) ويستخدم عادة في		(اسىمي)		
تحليل الفقرات				
يستخدم لايجاد العلاقة بين	ثنائي حقيقي	ثنائي حقيقي	(فاي) 🕈	5- معامل الاقتران (فاي)
الفقرات	(اسىمي)	(اسمي)		•
له علاقة وثيقة بقيمة كاي 2	مجموعتين	مجموعتين	جـ (c)	6- معامل التوافق
	او اکثر	او اکثر		
يستخدم لايجاد العلاقة غير	مستمر	مستمر	ايتا η	7- نسبة الارتباط
الخطية				
نسخة معدلة لمعامل فاي	مجموعتين	مجموعتين	ف (۷)	8- كريمر (ف)
	او اکثر	او اکثر		() 3 23

4:6 معامل ارتباط بيرسون او معامل حاصل ضرب العزوم للارتباط لـ بيرسون Pearson Product-moment Correlation Coefficient

هناك العديد من الافتراضات التي يجب التحقق منها قبل استخدام معامل ارتباط بيرسون والتي تتلخص بما يلي:

١- يجب ان يتم قياس كل من المتغيرين على الاقل على مقياس مسافات.

2- ان التوزيع لكلا المتغيرين يتصف بالسواء.

3- ان تكون العلاقة خطية بين المتغيرين.

ولايجاد معامل ارتباط بيرسون فاننا نستخدم المعادلة التالية:

المعادلة (4:6):
$$\frac{(a + b) \cdot (a + c) \cdot (a + c) \cdot (a + c)}{c} = c$$

$$\frac{(a + c) \cdot (a + c) \cdot (a + c) \cdot (a + c) \cdot (a + c)}{c} = c$$

$$\frac{\left\{ \sum_{i} x \cdot y - \frac{(\sum_{i} x)(\sum_{i} y)}{c} - 2c - (\sum_{i} x)(\sum_{i} y) \right\}}{c}$$

$$r = \frac{(\sum_{i} x \cdot y - \frac{(\sum_{i} x)(\sum_{i} y)}{n}}{c}$$

$$\frac{\left\{ \sum_{i} x^{2} - \frac{(\sum_{i} x)^{2}}{n} \right\} \left\{ (\sum_{i} y^{2} - \frac{(\sum_{i} y)^{2}}{n} \right\}}{c}$$

هناك معادلات اخرى مكافئة للمعادلة (4:6) ولكننا نستخدم هذه المعادلة من أجل توحيد المصطلحات التي تستخدم في حالة تحليل الانحدار (Regression analysis). وخاصة الانحدار المتعدد (Multiple Regression) وتحليل التباين.

2
فاذا كان مجموع مربع الانحرافات للمتغير س 2 = مح (س - مي) = مح س 2 $_{0}$ = مجروع مربع الانحرافات للمتغير ص 2 $_{0}$ = مح ص 2 = مح ص 2 $_{0}$ مح ص 2 = مح ص 2 $_{0}$ مح ص 2

واذا كان نتاج مجموع نتاجات ضرب (س) في ص (ع ب $_{max}$ = مج (س - م $_{max}$) واذا كان نتاج مجموع نتاجات ضرب (س - م $_{max}$) (ص - م $_{max}$) = مح س ص - $\frac{(مح m)(مح m)}{0}$

فان قيمة (ر) يمكن حسابها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (5:6):
$$r = \frac{3 + m_{obs}}{\sqrt{1 - 2 + m_{obs}}}$$
 $r = \frac{SPxy}{\sqrt{1 - 2 + m_{obs}}}$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان كل من مجموع مربع الانحراف وما يسمى بالنتاجات Products يقودان الى كل من التباين Variance والتغاير Covariance .

$$S^{2}_{x} = \frac{SSx}{n-1}$$

$$Cov_{xy} = \frac{SPxy}{n-1}$$

$$\frac{SPxy}{n-1}$$

$$\frac{SPxy}{n-1}$$

$$\frac{SPxy}{n-1}$$

$$\frac{SPxy}{n-1}$$

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:6) فاننا نستطيع ان نجد قيمة (ر) باستخدام المعادلة (3:6) وبناء على ذلك فان:

= 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

إن معامل الارتباط هذا يعبر عن معامل ارتباط العينة، وهذا المعامل قد يكون متحيز ولا يعبر عن معامل الارتباط في المجتمع والذي يرمز له بالرمز (p) او rho. فعندما نسحب ازواج من العينات من المجتمع، ونتوصل الى معامل ارتباط يساوي (1). او قريب منه، فان هذا لا يعني ان معامل الارتباط في المجتمع والذي تم سحب منه ازواج من العينات يساوي (1) او قريب منه.

والنقطة التي لا بد من الاشارة اليها هنا انه عندما تكون عدد الملاحظات او الافراد قليل، فان معامل الارتباط للعينة سيكون تقدير متحيز لمعامل الارتباط للمجتمع. ولذلك

فاننا بحاجة الى اجراء عملية تصحيح لهذا المعامل بحساب ما يسمى معامل الارتباط للعدل (Adjusted Correlation Coefficient $(r_{adjusted})$

وذلك من خلال المعادلة (6:6) التالية:

$$r_{adjusted} = \sqrt{1 - \frac{(1 - r^2)(n-1)}{n-2}}$$

$$\frac{(6:6)}{(1 - c^2)(c^2 - 1)} - 1 = \sqrt{1 - \frac{(1 - r^2)(n-1)}{(1 - c^2)(c^2 - 1)}}$$

إن المعامل الناتج يدعى ايضاً بالتقدير غير المتحيز لمعامل ارتباط المجتمع. اما اذا كان حجم العينة كبير فائنا لا نتوقع وجود اختلافات بين معامل الارتباط ومعامل الارتباط المعدّل.

في المثال (1:6) فان قيمة ر = 0.96 ، و ن = 10 وبالتالي فان قيمة:

$$\frac{(1-10)(^20.96-1)}{1-10}$$
 - \int_{-10}^{1-10}

0,954 =

وهذه القيمة قريبة من القيمة الاصلية والمساوية لـ 0.96.

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (1:10) في الحاسوب وحسب معامل ارتباط بيرسون بين الدافعية والتحصيل باستخدام الرزم الاحصائية للعلوم (SPSS) وتشير نتائج الحاسوب أولاً الى المتوسطات والانحرافات المعيارية للاداء على كل متغير من المتغيرات.

كذلك تشير النتائج الى أن معامل الارتباط يساوي 0.96 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

هذا وتبين نتائج الحاسوب الاحتمال المرتبطة بالقيمة، اذ بلغ الاحتمال المرتبط بالقيمة 0,000 وبما ان الاحتمال هذا اقل من (0.05) أو حتى (0.01)، اذا نستطيع القول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى (0.05) بين الدافعية والتحصيل.

Correlations

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
MOTIV	106.8000	18.2318	10
ACH	66.6000	16.6747	10

Correlations

MOTIV	Pearson Correlation	MOTIV 1.000	ACH .960*
	Sig.(2-tailed)		.000
	N	10	10
ACH	Pearson	.960*	1.000
	Correlation	.000	
. (Sig.(2-tailed)	10	10
	N		

^{**} Correlation is significant at the 0.01 level

5:6 معامل ارتباط النقطى (بوينت بايسيريال)

يعتبر معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون. ويستخدم هذا المعامل لايجاد العلاقة بين متغيرين احدهما مستمر وكمي ويقاس على الاقل على مقياس مسافات او نسبة، والمتغير الثاني ثنائي حقيقي وقفاز وكيفي. مثال على ذلك العلاقة بين الجنس والتحصيل على اختبار الاستعداد الاكاديمي، او العلاقة بين الاداء على السؤال او الفقرة (صفر، 1) والتحصيل. وبالتالي فان المعامل الذي يمكن الحصول عليه هو معامل ارتباط بين الاداء على الفقرة او السؤال والاداء على الاختبار ككل، او العلاقة بين الجنس والتحصيل.

ان معامل ارتباط النقطي يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (7:6)
$$c = \frac{(7:6)}{\sigma_y}$$

$$r_{pb} = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y} \sqrt{pq}$$

اذ ان N_1 = متوسط الدرجات على المتغير (ص) للافراد الذين علاماتهم او تصنيفهم. على المتغير (س) يساوي (1).

الفصل السادس

ع_س = الانحراف المعياري للعلامات الكلية على المتغير (ص) بغض النظر عن التصنيف على المتغير (س)

ب = نسبة الافراد ضمن التصنيف (1)

ك = نسبة الافراد ضمن التصنيف (صفر)

هذا ولا بد من التذكير هنا الى ان الانحراف المعياري يمكن ايجاده من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (8:6)
$$\frac{\frac{2(\omega-\omega)^2-2(\omega-\omega)}{\dot{\upsilon}}-2(\omega-\omega)}{1-\dot{\upsilon}} = \omega \varepsilon$$

$$\sigma \text{ or } S = \frac{\sum y^2 - \frac{(\sum y)^2}{n}}{n-1}$$

مثال (2:6): على فرض ان احد المعلمين اراد حساب معامل الارتباط بين الدرجة على السؤال الاول في اختبار الرياضيات لطلبة الصف السادس الابتدائي والمكون من (10) اسئلة والعلامة الكلية عند عينة من (10)طلاب. هذا مع العلم بان الدرجة على الفقرة اما ان تأخذ (1) اذا كانت الاجابة على السؤال صواب و صفر اذا كانت الاجابة على السؤال خطأ. وقد تم الحصول على البيانات الواردة في الجدول (3:6).

الجدول (3:6) الدرجة على السؤال الاول والدرجة الكلية لاختبار في الرياضيات عند عينة من طلبة الجدول (3:6)

الدرجة الكلية على الاختبار (ص)	الدرجة على السؤال الاول (س)	الافراد
12	1	1
14	1	2
18	1	3
12	1	4
13	1	5
5	0	6
4	0	7
9	0	8
8	0	9
7	0	10

الحل:

لايجاد معامل الارتباط بين الدرجة على الفقرة (السؤال) والدرجة الكلية على الاختبار فان الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة معامل الارتباط النقطي لان المتغير الاول ثنائي (الاداء على الفقرة 1 او صفر) والمتغير الثاني مستمر (التحصيل).

وبتطبيق المعادلة (7:6) فاننا بحاجة الى ايجاد ما يلي:

أ- متوسط الذي نجحوا على السؤال او الذين تصنيفهم (1)

$$\frac{13 + 12 + 18 + 14 + 12}{5} =$$

$$13.8 =$$

ب- متوسط الذين فشلوا على السؤال او الذين تصنيفهم (صفر)

$$\frac{7+8+9+4+5}{5} = 6.6 =$$

$$\frac{\frac{2(0 - 20)}{0} - \frac{20}{0} - \frac{20}{0}}{1 - 0} = 0.0 - \frac{200}{0} - \frac{200}{0} - \frac{200}{0} = 0$$

$$= \frac{\frac{102 \times 102}{10} - 1212}{10} = \frac{\frac{171.6}{10}}{10} = \frac{171.6}{10} = 0.0 - \frac{200}{0} = 0.0$$

4.14 =

= 0.50 نسبة الافراد الذين نجحوا

$$0.50 - 1 =$$

= 0.50 نسبة الافراد الذين فشلوا

القصل السادس

وبناء على ذلك فان:

 $0.50 \times 1.60 =$

0.869 =

اي ان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يساوي 0.869، وهذا يعني ان الفقرة تقيس ما يقيسه الاختبار ككل لان معامل الارتباط بين الفقرة والاختبار ككل يجب ان يكون على الاقل 0.40 حتى نستطيع القول ان الفقرة تنتمي الى الاختبار او ان معامل التمييز للفقرة مقبول.

كذلك يمكن ايجاد معامل ارتباط بيرسون ولكن المعادلة الأولى اكثر بساطة واسهل استخداماً.

ان معادلة الارتباط النقطي مناسبة اكثر من المعادلة العامة لـ بيرسون، ولكن ملائمة فقط عندما يكون احد المتغيرات ثنائي وقفّاز والمتغير الاخريتم قياسه على الاقل على مقياس مسافات.

هذا وبالنظر الى معادلة الارتباط النقطي اذا كان متوسط الذين اعطوا تصنيف (1) يساوي متوسط الذي اعطوا تصنيف صفر، او بمعنى اخر اذا كان متوسط الذين نجحوا على السؤال يساوي متوسط الذين فشلوا على السؤال، فإن معامل الارتباط النقطي يساوي صفر. ولذلك بالنسبة للانحراف المعياري، فان القيمة المطلقة لمعامل الارتباط النقطي تزداد كلما زاد الفرق بين متوسطات المجموعة على المتغير الوثّاب (القفّاز). فاذا كان الفرق بين متوسط الذين نجحوا على الفقرة ومتوسط الذين فشلوا على الفقرة سالب، فان ذلك بين متوسط الارتباط النقطي يساوي قيمة سالبة، اي ان الافراد الذين حصلوا على درجة عالية على الاختبار ككل يميلون للاجابة بشكل خاطىء على الفقرة او السؤال. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان الاشارة السالبة تعني شيء محدد بالنسبة لبعض المتغيرات، ففي حالة ايجاد العلاقة بين الجنس والتحصيل، فان عملية تعيين 1 او صفر تتم بشكل اعتباطي، والاشارة تعتمد على المعنى من وراء ذلك التعيين. فعلى سبيل المثال اذ اعطى تصنيف للذكور 1 وتصنيف للاناث صفر. فاذا كانت قيمة معامل الارتباط النقطي موجبة للعلاقة بين الجنس والتحصيل، فان ذلك يعني ان الذكور حصلوا على علامات اعلى على ذلك المتغير من الإناث.

1:5:6 فحص الدلالة الاحصائية لمعامل الارتباط النقطى

ان الفرضية الصفرية التي تفحص في حالة معامل الارتباط النقطي تشير الى ان قيمة معامل الارتباط تساوي صفر p=0 ، اما بالنسبة للفرضية البديلة فتشير الى ان معامل الارتباط يختلف عن صفر $p\neq0$.

وبما ان معامل الارتباط النقطي حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون فانه يمكن حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها معامل ارتباط بيرسون.

وفي مثل هذه الحالة نستخدم اختبار (ت) والذي يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة التالية:

المعادلة (9:6)
$$\frac{c}{1 - c} = \frac{r_{pb} \sqrt{n-2}}{1 - r_{pb}^2}$$
(9:6)
$$C = \frac{r_{pb} \sqrt{n-2}}{1 - r_{pb}^2}$$

وبالنسبة لدرجات الحرية فانها تساوي ن - 2

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالجدول (3:6) فان:

$$\frac{2 - 10 \frac{1}{869}}{2(0.869) - 1} = -$$

$$\frac{2.457}{0.4948}$$
=

4.97 =

ولاتخاذ قرار فاننا بحاجة الى ايجاد قيمة ت الحرجة من جدول توزيع ت والموجود في قائمة الملاحق .

ولايجاد قيمة ت الحرجة فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية والتي تساوي في مثل هذه الحالة 10-2 ، اي 8 ، ومعرفة قيمة α والتي قد تكون 0.05 أو 0.01 .

وبناءً على ذلك فان قيمة ت الحرجة بدرجات حرية 8 و ($\alpha=0.05$) (لان الاختبار في هذه الحالة هو اختبار ذو نهايتين) تساوى ± 2.306 .

وبما ان قيمة ت المحسوبة والمساوية لـ 4.97 اعلى من قيمة ت الحرجة والتي تساوي 2.306 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان معامل الارتباط بين السؤال (1) والاختبار ككل ذا دلالة. اي ان هناك فرق ذا دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) بين الذين حصلوا على علامات متدنية بالنسبة للسؤال (1) وهذا الفرق لصالح الذين حصلوا على علامات عالية كذلك يمكن القول ان هناك علاقة بين معامل الارتباط النقطي واختبار (ت) وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (10:6)
$$r^{2} = \frac{c^{2}}{t^{2} + df} = \frac{c^{2}}{t^{2} + df}$$

$$r^{2}_{pb} = \frac{t^{2}}{t^{2} + df}$$

$$r^{2}_{pb} = \frac{c^{2}}{t^{2} + df}$$

كذلك يمكن استخراج قيمة (ت) للبيانات الواردة في الجدول (3:6)، وذلك باستخدام المعادلة الخاصة باختبار (ت) للعينات المستقلة إذ ان هذه المعادلة تشير الى ان:

$$\overline{\frac{2^{n-1}n}{\left(\frac{1}{3} + \frac{1}{i}\right)}} = \overline{\frac{2^{n-1}n}{2}}$$

اذ ان
$$\frac{2}{2}$$
 لتباین المینتین مما = $\frac{(\dot{0}_1 - 1) + \frac{2}{3} + (\dot{0}_{0} - 1) + \frac{2}{3}}{\dot{0}_1 + \dot{0}_{0}}$ صفر $\frac{2}{3}$

ن = عدد الافراد الذين نجحوا على السؤال

ن صفر = عدد الافراد الذين فشلوا على السؤال

 $_{1}$ = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين نجحوا على السؤال.

ع صفر = الانحراف المعياري للعلامات الكلية للذين فشوا على السؤال.

فاذا كانت $a_1 = 6.2$ ، و $a_1 = 4.3$ ، و $a_2 = 5$ و ن $a_2 = 5$ ، و $a_1 = 6.2$ ، و م $a_3 = 6.3$) فاذا كانت $a_1 = 6.3$ بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (3:6).

وقبل ايجاد قيمة ت فاننا بحاجة الى ايجاد ع2

$$\frac{4.3(1-5)+6.2)(1-5)}{2-5+5} = \frac{4.3(1-5)+6.2}{2-5+5}$$
اذ ان ع²لتباین العینتین مما

e, i.i.
$$\frac{6.6 - 13.8}{200} = \frac{6.6 - 13.8}{200}$$

$$\frac{(\frac{1}{5} + \frac{1}{5})}{(\frac{5.25}{5})} = \frac{7.2}{1.449}$$

= 4.97 وهي نفس القيمة التي توصلنا نتيجة تطبيق المعادلة (9:6).

كذلك يمكن استخدام المعادلة (10:6) لايجاد معامل الاتباط النقطي وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (3:10) بالاضافة الى قيمة (ت)، ودرجات الحرية، فان:

$$(4.97)'' = 0.7554$$
 $+ \frac{2(4.97)}{0.7554}$

= 0.86 وهي ايضا نفس النتيجة السابقة

إن عملية الربط بين مربع معامل الارتباط النقطي (r^2_{pb}) وقيمة (r) تظهر لنا انه لا يوجد فرق بين الارتباط وما يسمى بالفروق بين المتوسطات. ويمكن استخدام مربع معامل الارتباط النقطي وقيمة (r) معاً للحصول على ما يسمى بالدلالة العملية بالاضافة الى الدلالة الاحصائية.

كذلك يشير هذا المعامل الى مدى مساهمة المتغير (س) في المتغير (ص)، وانه يمكن ايجاد قيمة (ر) بالرجوع الى الدراسات السابقة اذا عرفنا قيمة (ت) فقط.

6:6 معامل بايسيريال او معامل الارتباط الثنائي Biserial Correlation

إن معامل ارتباط بايسيريال مشابه لمعامل الارتباط النقطي من حيث انه يستخدم عندما يتم تصنيف احد المتغيرات ضمن مقياس اسمي والمتغير الاخر ضمن مقياس مسافات او نسبة.

ويفترض هذا المعامل ان المقياس الاسمي للمتغير الاول يتضمن متغير مستقل في الاصل وموزع توزيعاً سوياً، ولكن البيانات على هذا المتغير استخدمت على شكل ثنائي. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نجد العلاقة بين مستوى القلق والاداء على اختبار في التحصيل، فان نوع المقياس بالنسبة للاختبار التحصيلي مقياس مسافات، ولكن البيانات المتعلقة بالقلق يتم تقسيمها الى مستويين، ذوي القلق العالي وذوي القلق المنخفض (اي ان التقسيم ثنائي مصطنع).

ولايجاد قيمة معامل ارتباط بايسيريال فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$r_b = \frac{\mu_1 - \mu_0}{\sigma_y} \frac{pq}{u} \text{ or } r_b = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_0}{S_y}, \frac{pq}{u}$$

اذ ان:

 $A_1 = A_2$ متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنيف A_2 على المتغير س

م صفر = متوسط الاداء لافراد العينة الذين حصلوا على تصنيف صفر على المتغير س

ب = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنيف 1 على المتغيرس

ك = نسبة الافراد الذين حصلوا على تصنيف صفر على المتغير س

ي = طول الاحداثي الصادي الذي يفصل بين المجموعتين فيما لو كانت قيمة س تمثل مجتمعاً سوياً مساحته وحدة واحدة ويستخرج عادة من جدول الاحداثيات ص (y) للمنحنى الطبيعي المعياري (ز) والموجود في الملاحق .

ملاحظة: ان عملية التصنيف يمكن ان تكون 1 او 2 وليس فقط 1 او صفر، فاذا كانت عملية التصنيف 1 و 2 فاننا نستطيع الاستعاضة بـ 2 بدلاً من صفر في المعادلات السابقة، لان عملية التصنيف تعتمد على الباحث.

مثال (3:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية. فاختار عينة مؤلفة من (15) طالباً من طلبة الصف الاول الثانوي وبعد ان طبق عليهم اختباري القلق والتحصيل قام بتصنيف الطلاب الى ذوي قلق عالى واعطوا تصنيف 1 و ذوي قلق منخفض واعطوا تصنيف صفر.

فاذا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث كما هي وارده في الجدول (4:6) ، جد معامل الارتباط بين القلق والتحصيل.

الجدول (4:6) الدرجات على اختبار التحصيل في اللغة الانجليزية
حسب متغير مستوى القلق

	التحصيل	مستوى القلق	
	53	1	
	38	1	
	36	1	
	51	1	
	52	1	
	55	1	
	61	0	
Ì	68	0	
	58	0	
	66	0	
	70	0	
	80	0	
	50	0	
	85	0	
	63	0	

الحل:

لايجاد العلاقة بين مستوى القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية فاننا نستخدم معامل بايسيريال لوجود متغيرين الاول ثنائي (مصطنع) والثاني متغير مستمر.

وبتطبيق المعادلة (11:10) فاننا بحاجة الى ايجاد القيم التالية:

$$\frac{55+52+51+36+38+53}{6} = \frac{16}{16} \cdot 1$$

القصل السادس

مصل السادس
ب. م صفر =
$$\frac{83 + 85 + 50 + 80 + 70 + 66 + 58 + 61}{9}$$
 = 69 =

ح. ع او الانحراف المعياري للدرجات على اختبار التحصيل

$$13.64 = \frac{6}{2} = 0.5$$

$$0.40 =$$

$$\frac{9}{15} = 4 \cdot 4$$

0.60 =

اما بالنسبة لـ ي، اي طول الاحداثي الصادي الذي يتضمن 40% من المساحة للمنحني في جهة و 60% من الجهة الاخرى.

ويما ان المنحنى يتصف بخاصية التماثل فانه يمكن ان نتعامل مع اى جهة من جهات المتوسط ولذلك نحن بحاجة الى 10% اما فوق المتوسط او دون المتوسط، اذ انه فوق المتوسيط 0.50 + 0.10 = 0.00 ، ودون المتوسيط 0.50 - 0.10 = 0.40 ثم بعد ذلك نبحث عن المساحة 0.10 ونجد (ز) المقابلة لها. وبما انه لا توجد مساحة تساوى 0.10 بالضبط وانما هناك قيمتان هما 0.0987 و 0.1026 يقابلهما احداثي صادى 0.3867 و 0.3857 على التوالي، وبالتالي فاننا نأخذ متوسطهما والذي يساوي 0.3867 + 0.3857 ، اي 0.3864

وبتطبيق المعادلة (10:6) فان:

$$\frac{0.60 \times 0.40}{0.3864} \times \frac{69 - 47.5}{13.64} = \frac{0.3864}{13.64}$$

$$0.621 \times 1.58 -=$$

$$0.98 - =$$

إن هناك علاقة بين معامل ارتباط بايسيريال ومعامل الارتباط النقطي وهذه العلاقة يمكن التعبير عنها من خلال المعادلة التالية:

المعادلة (12:6):
$$\sqrt{\frac{V}{V}}$$
 بایسیریال = $\frac{V}{V}$ بوینت بایسیریال × $\frac{V}{V}$

$$r_b = r_{pb} \lambda \frac{\overline{pq}}{u}$$

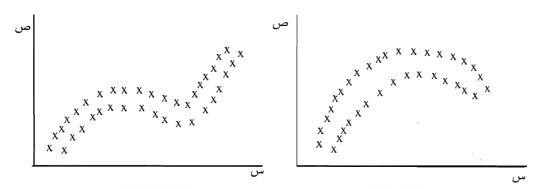
ونظرياً فان القيمة القصوى لمعامل بايسيريال بين ± 1 ، ولكن اذا كان التوزيع للمتغير المستمر والذي تم تقسيمه الى متغير ثنائي ابتعد عن ± 1 ، وهذا قلما يحدث، ويمكن تجنبه باستخدام المعامل الاكثر ملائمة.

وبما ان الله الكبر من 1 ، فان معامل بايسيريال دائماً اكبر من معامل الارتباط النقطي (بوينت بايسيريال) ان القاعدة العامة لاستخدام معامل الارتباط النقطي هو ان تكون البيانات تتصف بالثنائية الحقيقية او عندما يكون هناك نوع من التأكيد بأن التوزيع للمتغير الثنائي لا يتصف بالسواء. ولذلك فاننا نستخدم معامل بايسيريال عندما نتأكد بأن السواء قد تحقق بالنسبة للمتغير الثنائي.

هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان معامل الارتباط النقطي يستخدم عند حساب مصفوفة معاملات الارتباط في حالة الانحدار المتعدد او في حالة التحليل العاملي. وفي الواقع العلمي فانه من النادر استخدام معامل بايسيريال.

7:6 معامل ارتباط الرتب لـ سبيرمان Spearman Rank Order Correlation Coefficient

إن معامل ارتباط بيرسون يستخدم لقياس العلاقة الخطية بين س و ص. ولكن هذه العلاقة ليست دائماً موجودة في ميدان العلوم السلوكية، فالعلاقة او الارتباط بين معتقدات الافراد والتحصيل قد تكون علاقة غير خطية (Curvlinear). وهناك كثير من الحالات التي يمكن ان نميز من خلالها ما يسمى بالعلاقة الخطية. فلو اخذنا على سبيل المثال الاشكال (4:6، و 4:6 ب) فاننا نلاحظ ان العلاقة بين المتغير س و ص علاقة غير خطية

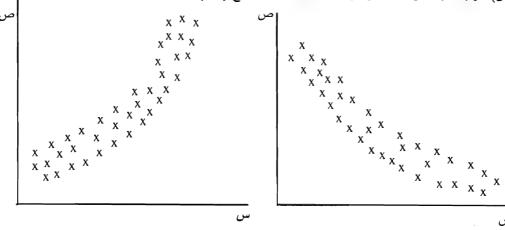


الشكل (1:4:6)

الشكل (4:6؛ ب)

الاشكال (4:6): العلاقة بين س وص

اما بالنسبة لشكل الانتشار في كل من الاشكال (5:6: أ) و (5:6: ب) فانها تشير الى ان (س) ترتبط بشكل مضطرد وعلى وتيرة واحدة مع (ص).



الشكل (١:5:6) الشكل (5:6: ب)

الاشكال (5:6): العلاقة بين المتغير س والمتغير ص

فالعلاقة المضطردة تعني أن الزيادة في أحدى المتغيرات ترتبط دائماً بزيادة في درجات المتغير الأخر (ازدياد مضطرد) أو بالنقصان في هذه الدرجات.

ان العلاقة الاضطرادية هي العلاقة التي يكون فيها شكل الانتشار يزداد او ينقص. فعلى سبيل المثال في الشكل (5:6: أ) فان هناك تناقص بمعدل سريع بالنسبة لقيم س المنخفضة ومن ثم تستمر في التناقص حتى يصبح هذا التناقص ابطأ في المستويات العليا من س، وفي مثل هذه الحالة فإن ص تنقص بشكل مضطرد كدلالة للمتغير س.

وبالنسبة للشكل (5:6: ب) فأن العكس هو الصحيح، أذ أن قيم (ص) تزداد بمعدلات بطيئة لقيم س المنخفضة، ومن ثم تستمر في الزيادة بمعدل سريع بالنسبة لقيم (س) العليا، وفي مثل هذه الحالة فأن (ص) توصف على أنها تزداد بشكل مضطرد كدالة لقيم (س).

إن معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية بين المتغيرين والازدياد المضطرد او النقصان المضطرد هو الذي يصف العلاقة بين س و ص، وابعد من ذلك فان معامل ارتباط سبيرمان يستخدم عندما تكون البيانات على شكل رتب. ولذلك عندما تكون هناك علاقة طردية بين (س و ص) فان الدرجات على المتغير المستمر تحول الى درجات تمثل رتبة كل شخص (الترتيب من الادنى الى الاعلى، ادنى = 1) ومن ثم الذي يليه، وهكذا حتى ننتهي من جميع الافراد).

وعندما يتم تحويل الدرجات على شكل رتب فإن شكل الانتشار للعلاقة الاضطرادية بين س و ص يتحول الى شكل انتشار للرتب والتي تعتبر خطية في مثل هذه الحالة، ومع وجود العلاقة الخطية بين الرتب، فانه يمكن حساب معامل ارتباط سبيرمان للرتب، إن معامل ارتباط سبيرمان للرتب هو مثل معامل ارتباط بيرسون للرتب، انه يعكس الحجم واتجاه العلاقة بين س و ص.

مثال (4:6): اراد باحث ان يجد العلاقة بين الانبساطية والدعابة عند عينة مؤلفة من (9) افراد وطبق عليهم اختبار يقيس الانبساطية واختبار اخر يقيس الدعابة، وبعد ذلك حصل على البيانات المشار اليها في الجدول (5:6) التالى:

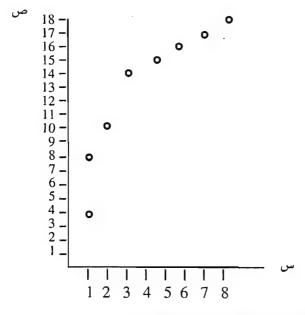
الاداء على مقياس الدعابة	الاداء على مقياس الأنبساطية
4	1
8	1
10	2
14	3
15	4
16	5
1 7	

الجدول (5:6): الاداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة

الحل:

لفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى عدم وجود ارتباط بين المتغيرين فانه بالامكان حساب معامل ارتباط بيرسون بعد تحويل العلاقة الاضطرادية بين س و ص الى علاقة خطية بين رتب كل من س و ص.

فلو اخذنا الدرجات الموجودة في الجدول (5:6) قبل تحويلها الى رتب فان العلاقة بين الانبساطية والدعابة تظهر بانها علاقة غير خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (6:6).

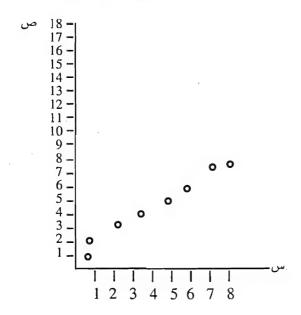


الشكل (6:6): العلاقة بين الانبساطية (س) والدعابة (ص)

وبتحويل العلاقات السابقة على شكل رتب وكما هو واضح في الجدول (6:6) ورسم شكل الانتشار لكل من س و ص، فأن العلاقة بين س و ص تصبح خطية وذلك كما هو مبين في الشكل (7:6)

الجدول (6:6): الدرجات والرتب على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة

الرتبة	الدرجة على مقياس	الرتبة	الدرجة على مقياس
	الدعابة (ص)		الانبساطية (س)
1 2 3 4 5 6 7 8.5 8.5	4 8 10 14 15 16 17 18	1.5 1.5 3 4 5 6 7 8	1 1 2 3 4 5 6 7 8
45		45	المجموع



الشكل (7:6) العلاقة بين الانبساطية (س) والدعابة (ص)

ومن خلال البيانات الواردة في الجدول (6:6) فان:

مجموع الرتب للمتغير س = 45، ومجموع الرتب للمتغير ص = 45، ومجموع س ص = 284 ومجموع س ص = 284. ومجموع س ك للرتب = 284.5

وبتطبيق المعادلة (4:6) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون فان:

$$\frac{45 \times 45}{9} - 284$$
 معامل ارتباط بیرسون (ر) = $\left\{\frac{45 \times 45}{9} - 284.5\right\}$ $\left\{\frac{45 \times 45}{9} - 284.5\right\}$ $\left\{\frac{45 \times 45}{9} - 284.5\right\}$ $\left\{\frac{9}{9} - 284.5\right\}$

ان معامل الرتب لسبيرمان يعتبر ملائم للمتغيرات المقاسة على مقياس تراتيبي او تلك التي مقاسة على مقياس مسافات والتي تكون العلاقة بينها تزداد باضطراد او تتناقص باضطراد، وان معامل الارتباط يتم تفسيره كما هو الحال في معامل ارتباط بيرسون. هناك معادلة اخرى اكثر سهولة لايجاد معامل الرتب لسبيرمان هذه المعادلة يمكن التعبير عنها رياضياً كما يلي:

المعادلة (6 :13):
$$c = 1 - \frac{6}{0} \frac{6}{(i^2 - 1)}$$

اذ ان د = مجموع الفروق بين رتب كل من س و ص

ن = عدد الافراد

فلو اخذنا بعين الاعتبار الرتب الموجودة في الجدول (6:10) فان قيمة c^2 (مجموع مربعات الفروق بين س و ص) تساوي c^2 وذلك كما هو مبين في الجدول (7:6).

الجدول (7:6) الرتب للاداء على مقياس الانبساطية ومقياس الدعابة والفروق بين الرتب

د2	د	الرتب للدعابة	الرتب للانبساطية
0.25	0.5 = 1 - 1.5	1	1.5
0.25	0.5 - = 2 - 1.5	2	1.5
صفر	3 - 3 = صفر	3	3
صفر	4 - 4 = صفر	4	4
صفر	5 - 5 = صفر	5	5
صفر	6 - 6 = صفر	6	6
صفر	7 - 7 = صفر	7	7
0.25	0.5- = 8.5 - 8	8,5	8
0.25	0.5 = 8.5 - 9	8,5	9
1			المجموع

وبتطبيق المعادلة (13:6) على النتائج الواردة في الجدول (7:6) فان:

$$\frac{1 \times 6}{(1 - 81) 9} - 1 = 0$$

$$\frac{6}{720} - 1 = 0$$

0.0083 - 1 =

= 0.992 وهذه النتيجة هي نفسها التي حصلنا عليها باستخدام معامل ارتباط بيرسون.

8:6 معامل الاقتران (فاي) Phi Coefficient

ان معامل الاقتران فاي (ф) حالة خاصة من معامل ارتباط بيرسون، ويستخدم هذا المعامل في حالة ايجاد العلاقة بين متغيرين الاول ثنائي حقيقي والثاني ثنائي حقيقي، ومن الامثلة على ذلك العلاقة بين الجنس (ذكور، اناث) والانتماء السياسي (ديمقراطي، جمهوري)، والعلاقة بين التدخين (يدخن، لا يدخن) والموت بسبب السرطان او اسباب اخرى.

مثال (5:6): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي، فاختار عينة مؤلفة من (15) فرداً (8 ذكور، 7 اناث) وقد حصل الباحث على البيانات الواردة في الجدول (8:6) بعد سؤال افراد العينه عن انتماءهم السياسي.

	•	, ,	, , , , ,	•	
	عياسي	الانتماء ال		الجنس	
ص	س × س	(ص)	س2	(س)	
	1 1	1	1	1	
	$\frac{1}{2}$	1	1	1	
	1 1	1	1	1	
	2 4	2	i	1	
	1 1	1	1	1	
	1 1	1	1	1	
	4 4	2	4	2	
	4 4 4	2 2	4	2 2	
	2 1	1	4 4	$\frac{2}{2}$	
	4 4	2	4	2	
	2 1 1	1 1	4 4	2 2	
	32 33	21	36	22	

الجدول (8:6): الجنس والانتماء السياسي

المطلوب: حساب معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي باستخدام الاحصائي المناسب (α).

الحل: لايجاد معامل الارتباط بين الجنس والانتماء السياسي فانه يمكن استخدام معامل ارتباط بيرسون.

وبتطبيق المعادلة (4:6) الخاصة بمعامل ارتباط بيرسون على البيانات الواردة في الجدول (8:6) فان:

$$\frac{21 \times 22}{15} - 32$$

$$\frac{21 \times 21}{15} - 33$$

$$\frac{22 \times 22}{15} - 36$$

$$\frac{1.2 - 3}{3.665} = 0.327 - = 0$$

اى ان العلاقة بين الجنس والانتماء السياسي تساوى - 0.327

كذلك توجد هناك امكانية لتنظيم البيانات الواردة في الجدول (8:10) في جدول 2x2 والذي يسمى بجدول الاقتران، اذ نقوم بتوزيع هذه البيانات على شكل تكرارات بحيث يتم استخدام التصنيف التالى للمتغيرين المشار اليها في الجدول (8:6).

1 = 1

اناث = 2

ب. الانتماء السياسي

ديمقراطي = 1

جمهوري = 2

وبتطبيق هذه المعطيات على الجدول (8:6) فاننا نحصل على الجدول (9:10) التالى:

الجدول (9:6) التكرارات حسب متغيري الجنس والانتماء السياسي

المجموع	جمهوري	ديمقراطي	الانتماء السياس
			الجنس
8	2 (ب)	(i) 6	ذكور
7	4 (د)	(-) 3	اناث
15	6	9	المجموع

هذا وتمثل الاحرف أ ، ب ، ح ، د التكرارات في كل خلية من الخلايا، فعلى سبيل المثال تمثل البيانات الموجودة في الخلية أ ذكور ديمقراطيين. وبناءاً على ذلك يمكن الاستعاضة عن معادلة بيرسون باستخدام معامل فاي (ф) وذلك كما هو مبين في المعادلة(14:6) التالية:

معامل الاقتران (فاي) =
$$\frac{i c - v - c}{(a + v)(v + c)(v + c)}$$
 معامل الاقتران (فاي) = $\frac{a d - b c}{(a + b)(c + d)(a + c)(b + d)}$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (9:6) فان:

$$\frac{4 \times 6 - 3 \times 2}{6 \times 9 \times 7 \times 8} = \frac{6 \times 9 \times 7 \times 8}{54.99} =$$

$$0.327 - =$$

ولفحص فيما اذا كان معامل الاقتران ذا دلالة فاننا نستخدم كاي2. وبما ان توزيع \$0 هو توزيع كاي2 بدرجة حرية واحدة، فان كاي2 يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (15:6):

2
(فاي) × ن = 2

$$X^2 = N (\phi)^2$$

وبتطبيق ذلك على البيانات المتعلقة بالمثال (5:6) فان:

$$^{2}(0.327) \times 15 = ^{2}$$
کاي = 1,61

وبمقارنة هذه القيمة مع قيمة كاي2 الحرجة والتي تساوي من جدول كاي2 الموجود في الملحق (4:4) بدرجات حرية 1 و $\alpha=0.05$ 8.8 فاننا نستطيع القول انه لا يوجد ارتباط ذو دلالة عند مستوى ($\alpha=0.05$) بين الجنس والانتماء السياسي.

ان قيمة كاي2 يمكن استخراجها مباشرة من جدول الاقتران وفحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي.

$$\frac{2}{\text{اللاحظ - المتوقع)}}$$
 المتوقع = مجد المتوقع

القصل السادس

وبناءً على ذلك فاننا بحاجة الى ايجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا الواردة في الجدول (9:10) وذلك على النحو التالى:

$$\frac{8 \times 9}{15} = \frac{8 \times 9}{15}$$
 (دکور ودیمقراطین) = $\frac{7 \times 9}{15}$ = (اناث ودیمقراطیا ت) = $\frac{7 \times 9}{15}$ = (اناث ودیمقراطیا ت) = $\frac{8 \times 6}{15}$ = (اناث وجمهوریین) = $\frac{8 \times 6}{15}$ = (دکور وجمهوریین) = $\frac{3.2}{15}$ = $\frac{7 \times 6}{15}$ = (اناث وجمهوریات) = $\frac{7 \times 6}{15}$ = (اناث وجمهوریات) = $\frac{7 \times 6}{15}$ = (اناث وجمهوریات)

وبتطبيق معادلة كاي² على هذه النتائج فان:

$$\frac{2(2.8-4)}{2.8} + \frac{2(3.2-2)}{3.2} + \frac{2(4.2-3)}{4.2} + \frac{2(4.8-6)}{4.8} = 2$$
كاي

$$0.514 + 0.45 + 0.343 + 0.3 =$$

= 1.61 وهي نفس النتيجة السابقة التي توصلنا اليها بتطبيق المعادلة (15:6)

2.8 =

عند حساب معامل فاي فاننا نسأل عن وجود علاقة بين المتغير س والمتغير ص وكذلك الحال بالنسب لـ كاي 2 ، ولكن يستخدم كاي 2 لفحص الدلالة الاحصائية المتعلقة بالارتباط، بينما معامل فاي يقيس درجة او حجم العلاقة.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان هناك علاقة خطية بين معامل فاي وكاي2، وبناءً على الحقيقة التي تشير الى ان:

فان معامل فاى يمكن حسابه من خلال المعادلة (16:6) التالية:

المعادلة (16:6):
$$(\phi) = \sqrt{\frac{X^2}{N}}$$
معامل فاي (ϕ) = $\sqrt{\frac{2 J_2^2}{0}}$

وبالرجوع الى قيمة كاي2 المتعلقة بالبيانات الواردة في الجدول (9:6)

$$\frac{1.61}{15}$$
 = (\$\phi\$) فان معامل فاي

= 0.327 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

هذا وقد تم ادخال البيانات المتعلقة بالجدول (8:6) في الحاسوب وقد تم معالجة البيانات باستخدام معامل فاي من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاحتماعية (SPSS).

وتبين لنا نتائج االحاسوب الواردة ادناه الى ان قيمة فاي (phi) تساوي 0.327 وهي نفس النتيجة التي توصلنا اليها. كذلك تشير النتائج الى الاحتمال المرتبط بقيمة فاي والتي تساوي 0.205، وبما ان هذا الاحتمال اعلى من 0.05 ، اذاً يمكن القول ان الباحث فشل في رفض الفرضية الصفرية. اي بمعنى اخر هناك استقلالية بين الجنس والانتماء السياسي او لا يوجد ارتباط بين الجنس والانتماء السياسي.

Crosstabs Affl*SEX Crosstabulation

Count

		Males	Females	Total
AFFL	Democratic	6	3	9
	Republic	2	4	6
Total		8	7	15

Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by	Phi	.327	.205
Nominal	Cramer's V	.237	.205
N of Valid Cases		15	

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic error assuming the null hypothesis.

9:6 مقياس التوافق (ح) Contingency Coefficient

يستخدم مقياس التوافق عندما تكون المتغيرات المراد ايجاد معامل الارتباط بينها على شكل مجموعات. كذلك يستخدم عندما يتم تقسيم المتغيرات الى متغيرات تتصف بالثنائية.

إن معامل فاي وكما رأينا يستخدم فقط عندما يتم تصنيف المتغيرين الى مجموعتين، ولكن عنما يتم تصنيف المتغيرين او احداهما الى اكثر من مجموعتين فانه معامل التوافق يستخدم لقياس درجة الارتباط.

ومعامل التوافق يرتبط مباشرة باختبار كاي2 ويتم حسابه باستخدام جدول الاقتران. وفي المقابل فان كاي يحسب من معامل الاقتران. ان كاي2 يزودنا بطريقة اكثر سهولة لحساب الدلالة الاحصائية لمعامل الاقتران.

إن معامل الاقتران يزودنا بمعاملات ارتباط قابلة للمقارنة مع معاملات ارتباط بيرسون اذا تم تقسيم كل متغير على الاقل الى خمسة مجموعات واذا كان حجم العينة كبير. ومعامل التوافق يجب ان لا يستخدم الا اذا كانت البيانات المتيسرة على شكل مجموعات، هذا ويمكن ايجاد معامل التوافق (حـ) عن طريق المعادلة التالية:

C =
$$\sqrt{\frac{X^2}{X^2 + N}}$$
 $\frac{(17:6)}{\frac{2}{2 + 3}} = -$

هناك العديد من الصعوبات المرتبطة بهذا النوع من المعاملات. ومن هذه الصعوبات ما له علاقة بحجم (ن)، وبما أن حجم (ن) دائماً اكبر من صفر فان قيمة معامل التوافق لن تكون مساوية 1، واكثر من ذلك فان القيمة القصوى لهذا المعامل تعتمد على الابعاد المتضمنة في جدول التوافق والذي نحسب منه قيمة هذا المعامل. وبناءً على ذلك عندما يكون هناك جدول (2x2) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوي 0.707 ، وعندما يكون هناك جدول (3x3) فان القيمة القصوى لمعامل التوافق تساوى 0.816 وهكذا.

وبشكل عام فاننا نجد القيمة القصوى من خلال المعادلة (18:6) التالية:

المعادلة (18:6):
$$\frac{\overline{1-\omega}}{2} = \sqrt{\frac{k-1}{2}}$$
 Maximum value of C = $\sqrt{\frac{k-1}{2}}$

اذ ان ك = عدد الاعمدة او عدد الصفوف ايهما اصغر.

_____معامل الارتباط والانحدار

مثال (6:6)

على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل كأن يكون لوحده، او في مجموعة صغيرة، ومجموعة كبيرة.

وقد حصل الباحث على بيانات (100) فرد على متغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل والجدول (9:6) يوضح ذلك.

لحالة الاجتماعية والتفضيل	تكرارات حسب متغيري ا	الجدول (9:6) ال
---------------------------	----------------------	-----------------

	•		
مجموعة كبيرة	مجموعة صغيرة	فرد	التقضيل الحالة الاجتماعية
3	4	18	اعزب
5	12	8	متزوج
8	7	10	مطلق
4	15	6	ارمل

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائي المناسب ($\alpha = 0.05$).

الحل:

1- الفرضية الصفرية: يوجد استقلالية بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

الفرضية البديلة: يوجد هناك ارتباط بين الحالة الاجتماعية والتفصيل.

2- الاختبار الاحصائي: لايجاد العلاقة بين الحالة الاجتماعية والتفضيل فاننا نستخدم اختبار كاي $(\chi^2)^2$ وذلك باستخدام المعادلة والتي اشرنا اليها سابقاً عند الحديث عن كاي $(\chi^2)^2$ والتي تشير الى:

2
 کاي 2 (مج 2) عامی 2 مج 2 المتوقع

ولايجاد المتوقع لكل خلية من الخلايا فأن ذلك يتطلب تنظيم البيانات الواردة في الجدول (9:10).

الجدول (10:6) التكرارات الملاحظة والتكرارات المتوقعة وفقاً لمتغيري الحالة الاجتماعية والتفضيل

المجموع	مجموعة كبيرة	مجموعة صغيرة	فرد	التعنيل الحالة الاجتماعية
25	3	4	18	اعزب
	(5)	(9.5)	(10.5)	
25	5	12	8	متزوج
	(5)	(9.5)	(10.5)	
25	8	7	10	مطلق
	(5)	(9.5)	(10.5)	
25	4	15	6	ارمل
	(5)	(9.5)	(10.5)	
100	20	38	42	المجموع

هذا وتمثل القيم الواقعة بين قوسين التكرارات المتوقعة، ولايجاد التكرارات المتوقعة لاي خلية من الخلايا فاننا نجد مجموع الصف الذي تنتمي اليه الخلية ومجموع العمود الذي تنتمي اليه الخلية ومن ثم المجموع الكلي لجميع الخلايا وبعد ذلك يتم ايجاد التكرارات المتوقعة باستخدام المعادلة (19:6) التالية:

المعادلة (6:91):

التكرارات المتوقعة لاي مجموع الصف التي تنتمى اليها الخلية × مجموع العمود الذي تنتمى اليه الخلية خلية من الخلايا المجموع الكلى للخلايا

وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (10:6) فإن:

$$+ \frac{{}^{2}(10-6)}{10.5} + \frac{{}^{2}(10.5-10)}{10.5} + \frac{{}^{2}(10.5-8)}{10.5} + \frac{{}^{2}(10.5-18)}{10.5} = (X^{2}) 2 \le 1$$

$$+ \frac{{}^{2}(9.5-7)}{9.5} + \frac{{}^{2}(9.5-12)}{9.5} + \frac{{}^{2}(9.5-4)}{9.5}$$

$$+ \frac{{}^{2}(5-4)}{5} + \frac{{}^{2}(5-8)}{5} + \frac{{}^{2}(5-5)}{5} + \frac{{}^{2}(5-3)}{5} + \frac{{}^{2}(9.5-15)}{9.5}$$

18.388 =

_____ معامل الارتباط والانحدار

3- تحديد القيمة الحرجة: لايجاد القيم الحرجة لكاي2 فاننا بحاجة الى ايجاد درجات الحرية للاعمدة والتي تساوي (عدد الاعمدة – 1) ومن ثم درجات الحرية للصفوف (عدد الصفوف – 1) وبالتالي يتم الحصول على حاصل ضرب (عدد الصفوف – 1) (عدد الاعمدة – 1).

وبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (10:6) فان درجات الحرية = (1-1) (4-1) = 6

وبالرجوع الى جدول كاي 2 والموجود في الملاحق وباستخدام درجات حرية 2 و(α = 0.05) فان قيمة كاي 2 الحرجة تساوى 12.592 .

 2 القرار: بما ان قيمة كاي2 المحسوبة والتي تساوي 18.388 اكبر من قيمة كاي 2 الحرجة والتي تساوي 12.592 فائنا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك ارتباط ذو دلالة عند مستوى (α = 0.0) بين الحالة الاجتماعية والتفضيل.

ان اختبار كاي² لا يخبرنا بحجم العلاقة فهو يزودنا بالمعلومات الضرورية لرفض الفرضية الصفرية المتعلقة بالاستقلالية بين المتغيرين، ولذلك من اجل تقرير قوة العلاقة الارتباطية فانه من الضروري حساب معامل الارتباط.

لقد اشرنا في السابق الى ان معامل فاي يستخدم لايجاد معامل الارتباط للبيانات الخاصة بجدول توافق (2x2) ، ولكن بالنسبة للجدول الذي يحتوي على اكثر من (2x2) فاننا لا نستطيع ان نستخدم معامل فاي، وبالتالي فإن معامل الارتباط الاكثر ملائمة هو معامل التوافق (ح) والذي يتم حسابه مباشرة من خلال قيمة كاي2. وهذا المعامل كما اشرنا يمكن حسابه لاي حجم من الجداول وذلك باستخدام المعادلة (17:6) التي اشرنا اليها سابقاً.

وبتطبيق هذه المعادلة على النتائج المتعلقة بالمثال (6:6) فان:

$$\frac{18.388}{18.388 + 100} = (ح)$$
 عامل التوافق (ح) = 0.394

وللحكم على معامل الارتباط هذا فاننا بحاجة الى ايجاد القيمة القصوى لمعامل التوافق والتى يتم حسابها من خلال المعادلة (18:6).

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

$$\frac{1-3}{3}$$
 | القيمة القصوى لـ (ح)

$$0.816 =$$

وبمقارنة معامل التوافق والذي يساوي 0.394 مع هذه القيمة فانه يمكن القول ان حجم العلاقة متوسط وليس متدنى.

هناك اختبار اخر يستخدم لايجاد معامل الارتباط وهو عبارة عن نسخة معدّلة لمعامل فاي عندما تكون البيانات مقاسة على مقياس اسمي والجدول المستخدم اكبر من 2x2، هذا المعامل يدعى بمعامل كريمر (ف) Cramer's V، وهذا المعامل يتم حسابه باستخدام المعادلة التالية:

اذ ان: ك = عدد الصفوف او عدد الاعمدة ايهما اصغر .

وبتطبيق هذه المعادلة على قيمة كاي 2 بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (2 0:6) فان:

$$0.303 =$$

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (9:6) في الحاسوب، وتمت معالجة البيانات باستخدام معامل التوافق وكريمر (ف) وذلك من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتظهر لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة كاي2 حيث بلغت هذه القيمة والمشار اليها في نتائج الحاسوب امام Pearson، 18.389 وهي نفس القيمة السابقة التي توصلنا اليها عند حساب كاي2.

كذلك تشير النتائج الى قيمة كريمر ف والتي بلغت 0.30322 ومن ثم الاحتمال المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005، وايضاً قيمة معامل التوافق والتي بلغت 0.394 والاحتمال

المرتبط بالقيمة والذي يساوي 0.005.

ان هذه القيم جميعها هي نفس القيم التي حصلنا عليها سابقاً عن طريق تطبيق المعادلات يدوياً.

Crosstabs

PREFER * STATUS Crosstabulation

				ST	`ATUS		
			Single	married	divorce	Widowed	Total
PREFER	alone	Count	18	8	10	6	42
		%within	72.0%	32.0%	40.0%	24.0%	42.0%
		STATUS		_			
	small	Count	4	12	7	15	38
	group	%within	16.0%	48.0%	28.0%	60.0%	38.0%
1		STATUS					
	large	Count	3	5	8	4	20
	group	%within	12.0%	20.0%	32.%	16.0%	20.0%
		STATUS					
Total		Count	25	25	25	25	100
		%within	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%
		STATUS					

Chi - Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	18.389a	6	.005
Likelihood Ratio	18.146	6	.006
Linear-by-Linear Association	5.542	1	.019
N of Valid Cases	100		

a. 0 cells (.0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 5.00.

Directional Measures

			Value	Asymp.Std. Error ^a	Approx.Tb	Approx.Sig.
Nominal	Lambda	Symmetric	.218	.066	3.014	.003
by		PREFER	.224	.097	2.073	.038
Nominal		STATUS	.213	.065	3.054	.002
	Goodman and	PREFER	.106	.047		.002 ^a
	Kruskal tau	STATUS	.061	.029		.006 ^a

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on chi-square approximation.

Symmetric Measures

		Value	Approx.Sig.
Nominal by	Phi	.429	.005
Nominal	Cramer's V	.303	.005
	Contingency Coefficient	.394	.005
N of Valid Cases		100	

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

: Lambada (λ) لامبادا 10:6

من المقاييس الاسمية لقياس قوة الاقتران بين المتغيرين الاحصائي لامبادا او ما يسمى بمقياس قوة الترجيح، اذ يقوم على فكرة التقليل النسبي للخطأ. او قيمة الخطأ الذي تم تخفيضه عند استخدام قيمة (س) للتنبؤ بقيمة (ص).

ان هذا النوع من القياس يعتمد على كيفية التنبؤ بقيمة المتغير التابع عندما نعرف قيمة المتغير الستقل. انه يقارن الاخطاء في موقعين مختلفين: الاول عندما لا نستخدم المتغير المستقل لغايات التنبؤ، والثاني عندما نستخدم المتغير المستقل لغايات التنبؤ،

على سبيل المثال اذا كان لدينا عينة من الاشخاص المتزوجين، والمتغير التابع عبارة عن النظرة الى الحياة (هل هي مثيرة أم روتينية، أم ممله). والمتغير المستقل عبارة عن السعادة التي يتمتع بها الفرد، فانه يوجد عندنا موقفين.

- الموقف الاول: اننا نحاول ان نتنبأ كيف يشعر الفرد تجاه الحياة من خلال معرفة نسبة الافراد الذين يقعون في كل مجموعة او خلية من الخلايا التي تتعلق بان الحياة مثيرة.
- الموقف الثاني: هناك معلومة اضافية متوفرة تتعلق بسعادة الشخص المتزوج، ان هذه المعلومة تحسن من قدرة الفرد على التنبؤ بشكل صحيح اذا كان هناك ارتباط بين المتغيرين. فاذا كان الاشخاص المتزوجين والذين يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مثيرة، والاشخاص الذين يتمتعون او يشعرون بسعادة متوسطة يجدون الحياة روتينية وجميع الاشخاص الذين لا يشعرون بالسعادة يجدون الحياة مملة، فإن معرفة ظروف الشخص المتزوج تساعد على التنبؤ بشكل تام فيما اذا كان يجد الحياة مثيرة او روتينية او مملة. اي انه اذا كان هناك ارتباط تام بين المتغيرين فان توفر معلومات حول متغير معين تساعد على التنبؤ بالمتغير الاخر. ولكن في الواقع قلما نحصل على العلاقة التامة.

مثال (7:6): على فرض انه تتوفر عندنا البيانات التالية والواردة في الجدول (11:6) والتي تمثل عينة مؤلفة من (821) فرداً موزعين وفقاً لمتغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة، والمطلوب ايجاد قيمة لامبادا.

	الوضع الزواجي ماه الحياة	سعيد جدأ	سعيد	لا يشعر بالسعادة	المجموع
ما	يرة	302	83	6	391
<u>ر</u> و	بينية	225	161	14	400
۵	ملة	11	14	5	30
11	جموع	538	258	25	821

الجدول (11:6) توزيع الافراد حسب متغيري الوضع الزواجي والشعور تجاه الحياة

الحل:

اذا حاولنا ان نجد عدد الاشخاص الذين يمكن تصنيفهم بشكل خاطىء وذلك بالرجوع الى البيانات الموجودة في الجدول (11:6) اذا كان هناك تخمين بان كل الاشخاص سيجدون الحياة روتينية فإن عملية التنبؤ ستكون خاطئة لـ (391) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مثيرة، بالاضافة الى (30) فرداً والذين اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطيء هو مجموع الرقمين السابقين، اي 391 + 391 عندما لا يكون عندنا معرفة لتوزيع المتغير التابع في هذا الخطأ بالنسبة للموقف الاول، اي عندما لا يكون عندنا معرفة لتوزيع المتغير التابع في

القصل السادس

العينة. هذه النتيجة تسمى ايضاً بالخطأ الذي تم الوقوع فيه دون الاعتبار للمتغير المستقل ويرمز له بالرمز (خ1) ويمكن استخراج النتيجة السابقة باستخدام المعادلة (21:6) التالية:

المعادلة (21:6):

خ1 = ن - المجموع الاكبر لصف من الصفوف

وبتطبيق هذه المعادلة فان:

400 - 821 = 1

421 =

اما بالنسبة للموقف الثاني فإن القاعدة المباشرة هو انه لكل مجموعة او فئة من الفئات المتعلقة بالمتغير المستقل، فاننا نتنبأ بفئة المتغير التابع والتي تحدث بشكل متكرر.

فاذا عرفنا ان شخص ما سعيد بزواجه فان افضل تنبؤ هو ان الحياة مثيرة لانه هو الاختيار الاكثر تكراراً بالنسبة للاشخاص الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية. وباستخدام هذه القاعدة فانه قد تم تصنيف 236 بشكل خاطيء والذين اشاروا الى انهم يتمتعون بسعادة زوجية عالية. اي 225 فرداً من الذين يتمتعون بسعادة زوجية عالية اشاروا الى ان الحياة روتينية و 11 فرداً اشاروا الى ان الحياة مملة. وبالتالي 225+11 = 236.

كذلك نطبق نفس القاعدة على الافراد الذين يتمتعون بسعادة زوجية، اذ انه من المتوقع ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية، وبالتالي فان عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطىء (97) فرداً، اى 83 + 14.

وفيما يتعلق بالفئة الاخيرة والتي تتضمن الافراد الذين لا يتمتعون بالسعادة، فإنه من المتوقع ايضا ان يقعوا في الفئة التي تشير الى ان الحياة روتينية، وبالتالي فإن عدد الافراد الذين صنفوا بشكل خاطىء يساوي 11 ، اي 6+5 .

ومن هنا يمكن القول الى ان الخطأ والذي يرمز له بالرمز (\dot{z}_2) للمتغير المستقل يساوي 344 والذي هو عبارة عن حاصل جمع الاخطاء المشار اليها سابقاً (225 + 97 + 11).

كذلك يمكن ايجاد خ2 باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (22:6):

خ₂ = مجموع العمود الاول - التكرارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاول + + مجموع العمود الاخير - التكرارات الاعلى الموجودة في خلية من الخلايا التي تنتمي الى العمود الاخير.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (11:6) فان

$$(14 - 25) + (161 - 258) + (302 - 538) = 2$$

11 + 97 + 236 =

= 344 وهي نفس النتيجة التي اشرنا اليها سابقاً.

مما سبق يتبين لنا بانه قد تم تصنيف 421 فرداً بشكل خاطيء في الموقف الاول، وفي الموقف الاول، وفي الموقف الثاني فقد تم تصنيف 344 فرداً بشكل خاطىء.

إن الاحصائي لامبادا يقيس معدل الاخطاء التي يتم تخفيضها عند استخدام معلومات اضافية حول المتغير المستقل (في مثل هذه الحالة السعادة الزوجية للشخص).

هذا وتستخدم المعادلة التالية لحساب قيمة لاميادا (λ) .

المعادلة (23:6):

 $\frac{2^{\dot{\zeta} - 1\dot{\zeta}}}{1^{\dot{\zeta}}} = (\lambda)$ لامبادا

 $\lambda = \frac{\text{Misclassified in situation 1 - Misclassified in situation 2}}{2}$

Misclassified in situation 1

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات او قيم الخطأ التي تم التوصل اليها فان:

لامبادا = 344 - 421

321

0.183 =

اي اننا عن طريق معرفة الى اي مدى يتمتع الشخص بالسعادة الزوجية فاننا نقال الخطأ الى حوالي 18%. اي ان حساب قيمة لامبادا تعطينا النسبة والتي عن طريقها نقال الخطأ في التنبؤ بالمتغير التابع اذا عرفنا المتغير المستقل.

ان اكبر قيمة يمكن التوصل اليها في حالة لامبادا تساوي (1)، اذ انه بالنسبة لكل فئة من فئات المتغير المستقل فان هناك خلية واحدة تتضمن جميع الحالات. فاذا كان التخمين بإن تلك القيمة لكل الحالات فانه لا يوجد خطأ، إن ادخال اي تغيير اضافي يجعلنا قادرين على القيام بالتنبؤ بشكل تام، وان ذلك يؤدى الى تخفيض في معدل الخطأ 100%.

هذا ويوضح الجدول (12:6) التالي الحالة التي تكون فيها قيمة لامبادا تساوي (1).

لبقه الاقتصادية - الاجتماعية والشعور تجاه الحياة	ع الافراد وفقاً لمتغيري الص	الجدول (12:6): توزيـ
--	-----------------------------	----------------------

					الطبقة الاقتصادية
المجموع	دنيا	متوسطة	فوق المتوسط	ليلد	الشعور تجاه الحياة
22	-	-	-	22	مثيرة
66	-	44	22	-	مقنعة
484	484	_	-	_	غير مقنعة
572	484	44	22	22	المجموع

وبتطبيق المعادلة (21:6) والمعادلة (22:6) على هذه البيانات فان:

$$484 - 572 = i\dot{\zeta}$$

88 =

$$484 - 484 + (44 - 44) + (22 - 22) + (22 - 22) = 27$$

= صفر

وبتطبيق المعادلة (23:6) فان:

1 =

اذا كانت قيمة لامبادا تساوي صفراً فان هذا يعني ان المتغير المستقل لا يساعدنا على التنبؤ بالمتغير التابع.

هناك نوعان من لامبادا النوع الاول يشير الى ان لامبادا ليست قياس متماثل، فقيمة هذا الاحصائي تعتمد على أي من المتغيرات تم الاعتماد عليها لغايات التنبؤ. فعلى سبيل المثال اذا اردنا ان نتنبأ بالسعادة الزوجية بالاعتماد على نظرة الشخص للحياة في المثال السابق فاننا سنحصل على قيمة مختلفة له لامبادا. واذا لم يكن هناك سبب لاعتبار احد المتغيرات متغير تابع والاخر متغير مستقل، فانه يمكن حساب معامل لامبادا المتماثل (النوع الثاني) (Symmetric lambada coefficient)، اي اننا نتنبأ بالمتغير الاول من المتغير الاول.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (11:6) والمتعلقة بالوضع الزواجي والشعور

معامل الارتباط والانحدار

تجاه الحياة، فاذا اردنا ان نتنبأ بالوضع الزواجي من خلال الشعور تجاه الحياة، فان الاعمدة هنا تصبح الشعور تجاه الحياة والصفوف عبارة عن الوضع الزواجي، وبالتالي فان قيمة كل من \dot{z}_1 و \dot{z}_2 هي:

$$\dot{z}_1 = \dot{v} - 1$$
 المجموع الاكبر لصف من الصفوف
 $358 - 821 = 283 = 283 = (14 - 30) + (225 - 400) + (302 - 391) = 2
 $\dot{z}_2 = (16 + 175 + 89) = 0$$

ان الاحصائي لامبادا للتماثل يتم حسابه باستخدام المعادلة(24:6) التالية:

المعادلة (24:6):

280 =

 $\dot{\tau}_1$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من الاول – $\dot{\tau}_2$ للتنبؤ بالمتغير الثاني من الاول + $\dot{\tau}_1$ للتنبؤ المتغير الاول من الثاني – $\dot{\tau}_2$ للتنبؤ بالمتغير الاول من الثاني من الاول + $\dot{\tau}_2$ للتنبؤ بالمتغير الأول من المتغير الثاني من الاول + $\dot{\tau}_2$ للتنبؤ بالمتغير الثاني الثاني الثاني التنبؤ بالمتغير التاني التنبؤ بالمتغير التاني

وبتطبيق ذلك على البيانات الواردة في الجدول (11:6) بالاضافة الى قيم \dot{a}_1 و \dot{a}_2 بالنسبة للتنبؤ بالمتغير الأول من المتغير الثاني و \dot{a}_1 و \dot{a}_2 للتنبؤ بالمتغير الثاني من المتغير الأول فان:

$$\frac{(280 - 283) + (344 - 421)}{483 + 421} = \frac{3 + 77}{704}$$

0.1136 =

هذا وقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (11:6) في الحاسوب، وتمت معالجة هذه البيانات باستخدام لامبادا من خلال الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS).

وتشير نتائج الحاسوب الواردة ادناه الى قيمة لامبادا للتماثل والتي بلغت 0.114 وهي نفس النتيجة السابقة. كذلك تشير نتائج الحاسوب الى قيمة لامبادا عندما يكون متغير من المتغيرات مستقل والاخر تابع والعكس.

Crosstabs

LIFE*MARITAL Crosstabulation

Count

		MARITAL			
		very happy	happy	unhappy	Total
LIFE	exiting	302	83	6	391
	routine	225	161	14	400
	dull	11	14	5	30
Total		538	25	25	821

Directional Measures

			Value	Asymp.Std. Error ^a	Approx.T ^b	Approx.Sig.
Nominal	Lambda	Symmetric	.114	.031	3.429	.001
by		LIFE Independent	.183	.049	3.377	.001
Nominal		MARITAL Dependent	.011	.018	.600	.548
	Goodman and	LIFE Dependent	.045	.013		.000
	Kruskal tau	MARITAL Independent	.051	.014		.000 ^d

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis. c. Based on chi-square approximation.

Symmetric Measures

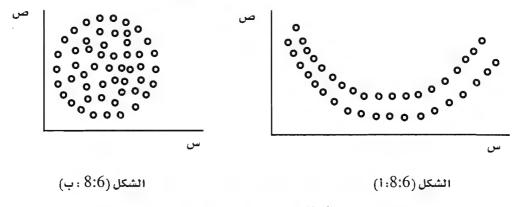
	Value		Approx.Tt 7.276	Approx.Sig.
Ordinal by Ordinal Kendall's tau-b	.243	.033		
N of Valid Cases	821			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.

11:6 نسبة الارتباط (ايتا²) (ايتاء Correlation Ratio (Eta²)

عندما يكون معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفراً، فاننا نستنتج بانه لا توجد علاقة بين المتغيرين. هذا ولا بد من ان نذكر الى ان معاملات الارتباط التي تمت الاشارة اليها لها معنى عندما تكون هناك علاقة خطية بين المتغيرين س و ص. ولذلك فان معامل الارتباط صفر يشير فقط الى انه لا توجد علاقة خطية بين المتغيرين، ولكن قد يرتبط المتغير (س) مع المتغير (ص) بشكل غير خطي وبالتالي تنخفض قيمة معامل الارتباط.

فعلى سبيل المثال اذا نظرنا الى الشكل (8:6: أ) والشكل (8:6 : ب)



الاشكال (8:6): العلاقة بين المتغير س والمتغير ص

فان معامل الارتباط بين المتغيرين يساوي صفراً، فالشكل (8:6: ب) يفتقر الى العلاقة المتماثلة، ولكن بالنسبة للشكل (8:6: أ) فان هناك علاقة غير خطية بين س و ص، ولذلك من الافضل ان يتم التعبير عن البيانات عن طريق رسم ما يسمى بشكل الانتشار قبل ان يتم حساب معامل الارتباط.

ان المعامل الذي يستخدم عندما تكون العلاقة غير خطية يدعى بمعامل ايتا (η) والذي يسمى احيانا بنسبة الارتباط، ويستخدم عندما تكون البيانات بالنسبة للمتغير التابع مصنفة ضنمن مقياس مسافات على الاقل، والبيانات بالنسبة للمتغير المستقل مصنفة ضمن مقياس اسمي او تراتيبي، ان مربع إيتا يشير الى نسبة التباين الكلي في المتغير التابع والتي تعزى الى المتغير المستقل.

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى ان استخدام ايتا او معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة خطية يؤديان الى نفس النتيجة.

فعلى سبيل المثال اذا اردنا دراسة العلاقة بين القلق والتحصيل، وقيس القلق ضمن مدى

واسع من الادنى الى الاعلى، فان علاقة القلق مع التحصيل لن تكون خطية. فالافراد الذين يعانون من قلق منخفض او قلق عالي سيكون تحصيلهم متدني، بينما اولئك الذين يعانون من قلق متوسط يميلون لان يحصلوا بشكل عالى.

فلو اخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (13:6) والمتعلقة بمتغيري القلق والتحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة مؤلفة من (16) طالباً، فان خطوات الحل لايجاد قيمة ايتا تتمثل بما يلى:

الجدول (13:6) الدرجات على مقياس القلق ومقياس التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من الجدول (16) طالباً

(ص - ک)	(ص - الله عن	(ص - مرح)	(ص - مد)	^م ح	التحصيل	تصنيف القلق	درجـــات القلق (س)	الافراد
29.59	5,44=9.44-4	1	1-	5	4	3-1	2	1
11.83	3,44=9.44-6	1	1	5	6	3-1	3	2
2.07	1,44-=9.44-8	4	-2	10	8	6-4	5	3
6.55	2,56=9.44-12	4	-2	10	12	6-4	6	4
30.91	5,56=9.44-15	2.78	1.67	13.33	15	9-7	7	5
30.91	5,56=9.44-15	2.78	1.67	13.33	15	9-7	7	. 6
0.31	0,56=9.44-10	11.09	3.33-	13.33	10	9-7	9	7
5.95	2,44-=9.44-7	0.45	0.67	6.33	7	12-10	11	8
5.95	2,44-=9.44-7	0.45	0.67	6.33	7	12-10	12	9
19.71	4,44-=9.44-5	1.77	1.33-	6.33	5	12-10	12	10
11.83	3,44-=9.44-6	2.78	1.67-	7.67	6	15-13	14	11
2.07	1,44-=9.44-8	2.11	0.33	7.67	8	15-13	15	12
0.19	0,44-=9.44-9	1.77	1.33	7,67	9	15-13	15	13
6,55	2,56=9.44-12	1	1-	13	12	18-16	16	14
20.79	4,56=9.44-14	1	1-	13	14	18-16	17	15
12.67	3.56=9.4-13	0	0	13	13	18-16	18	16
197.88	0	35.98	0		151		169	المجموع

أ. الدرجات على احد المتغيرات يتم تصنيفها الى مسافات متساوية من حيث طول الفئة.
 وفي مثل هذه الحالة فاننا نصنف درجات القلق الى المجموعات او الفئات التالية:

^{(3-1)، (6-4)، (9-7)، (12-10)،} و (18-16).

ب. يتم تحديد متوسط الاداء (0 حـ) لكل فئة من الفئات المتعلقة بدرجات القلق، فعلى سبيل المثال درجات التحصيل (6 60) ينتميان الى نفس الفئة وبالتالي نلجأ الى ايجاد متوسطهما والذي يساوي في مثل هذه الحال $\frac{6+4}{2}$ ، وتساوي 5 وبالتالي يكون المتوسط يساوي 5 للفئة 6 10 والتي تقابل الدرجة 2 على مقياس القلق، وكذلك للفئة الاخرى (6 10) والتى تقابل الدرجة 3 على مقياس القلق، وهكذا.

بعد ذلك يتم ايجاد متوسط الدرجات للمجموعة ككل والذي يساوي في مثل هذه الحالة مجموع الدرجات على اختبار التحصيل على عدد الافراد والذي يساوي $\frac{151}{16}$ ، اي 9.44.

ح- ایجاد مربع انحراف درجة کل فرد علی اختبار التحصیل عن المتوسط المقابل لکل فئة من الفئات. مثال: بالنسبة للدرجة علی مقیاس القلق والتی تساوی 2، فان مربع الانحراف یساوی $(4-5)^2$ ، ویساوی $(4-5)^2$ ، ویساوی $(4-5)^2$ ، ویساوی $(4-5)^2$ ،

د- ايجاد مربع انحراف درجة كل فرد على اختبار التحصيل عن المتوسط الكلي، فبالنسبة للفرد الأول على سبيل المثال فان مربع الانحراف عن المتوسط الكلي يساوي $(9.4-4)^2$ ، ويساوى (9.59.5).

بعد ذلك يتم ايجاد مجموع الانحرافات لجميع الدرجات الاخرى والذي يساوي كما هو مبين في الجدول (13:6) 197.88.

هـ - ايجاد قيمة ايتا: لايجاد قيمة إيتا فاننا نلجأ الى المعادلة (25:6) التالية:

$$\frac{2(25:6)}{\frac{2}{2}}$$
المعادلة (25:6):
$$\frac{2(-20)^2}{2(-20)^2} - 1 = (-20)^2$$

$$\eta = \sqrt{\frac{\Sigma (Y - \mu c)^2}{\Sigma (Y - \mu t)^2}}$$

اذ ان: الله على مقياس القلق الداء الكل الله الله الله الله المتعلقة الدرجة على مقياس القلق (المتغير الأول او المستقل).

 Ω ت = المتوسط الكلي على اختبار التحصيل (المتغير الثاني او المتغير التابع). وبتطبيق المعادلة (25:6) على البيانات الواردة في الجدول (13:6) فان:

القصل السادس

 2 وبالتائى فان إيتا 2 = 0.82 اي (0.91).

كذلك يمكن ايجاد فيمة ايتا² باستخدام المعادلة التالية:

المعادلة (26:6):
$$\frac{\frac{2}{(محس ص)^{2}}}{(محس ^{2})(محس ^{2})}$$

$$Eta^{2} = \frac{SS_{reg}}{SS_{Total}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات المتعلقة بالجدول (13:6) فان:

$$\frac{^2(1662)}{1623 \times 2177} = ^2$$
ايتا

$$\frac{2762244}{3533271}$$

= 0.78 وهذه النتيجة قريبة من النتيجة السابقة والمستخرجة باستخدام المعادلة (25:6).

مما سبق يمكن القول ان هذا المعامل يشير الى وجود ارتباط قوي بين القلق والتحصيل، وبشكل محدد اكثر فان هناك ارتباط غير خطي قوي بين القلق والتحصيل.

واذا طبقنا معادلة بيرسون والمشار اليها سابقا على هذه البيانات فان:

$$\frac{\frac{151 \times 169}{16} - 1662}{\left\{\frac{2(151)}{16} - 1623\right\} \left\{\frac{2(169)}{16} - 2177\right\}} /$$

$$\frac{67.062}{278.53}$$
 = 0.24 =

, معامل الارتباط والانحدار

وبالتالي يمكن القول ان استخدام معامل ارتباط بيرسون عندما تكون العلاقة غير خطية يؤدي الى الحصول على تقدير متدني لمعامل الارتباط بين المتغيرين وبالتالي يعطينا صورة غير صادقة عن طبيعة الارتباط القائم.

إن معامل ايتا يتراوح ما بين صفر الى +1 وهذا المعامل ليس سالباً.

ان طريقة تفسير إيتا² هي نفس طريقة معامل ارتباط بيرسون، اذ ان مربع معامل ايتا عبارة عن نسبة التباين في المتغير التابع (ص) والتي تعزى الى التباين في المتغير المستقل (س). ولقد تم ادخال البيانات الواردة في الجدول (13:6) في الحاسوب

ومن خلال استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) تم حساب قيمة ايتا، عندما يكون القلق متغير تابع والذي وجد انها تساوي 0.768، وعندما يكون التحصيل متغير تابع والذي وجد انها تساوي 0.994 كذلك تم حساب معامل ارتباط بيرسون بين القلق والتحصيل ووجد ان هذا المعامل يساوي 0.24 وهو اقل بكثير من معامل ايتا وهذا كما اشرنا سابقاً يعتبر تقدير متحيز عندما تكون العلاقة غير خطية.

Crosstabs

Directional Measures

			Value
Nominal by Interval	Eta	ANXIETY Dependent	.768
		ACH Dependent	.994

Symmetric Measures

		Value	Asymp.Std. Error ^a	Approx. T ^t	Approx. Sig.
Interval by Interval	Pearson's R	.241	.244	.928	.369 ^d
Ordinal by Ordinal	Spearman Correlation	.296	.273	1.159	.266 ^d
N of Valid Cases		16			

- a. Not assuming the null hypothesis.
- b. Using the asymptotic standard error assuming the null hypothesis.
- c. Based on chi-square approximation.

12:6 الارتباط والسببية

إن معامل الارتباط البسيط هو قياس الاقتران او الارتباط بين متغيرين، وفي غياب اية معلومات اضافية، فان معامل الارتباط لا يقدم لنا اية معلومات عن العلاقة السببية بين المتغيرين. وفي حالة التجربة، فان الباحث يقوم بالتعيين العشوائي الى مجموعة او اكثر من المجموعات التجريبية والى مجموعة او اكثر من المجموعات الضابطة.

إن الباحث يقوم بمعالجة واحد او اكثر من المتغيرات المستقلة للتوصل الى استنتاج حول تأثير المتغير المستقل على المتغير التابع. ان التجربة تساعد الباحث على التأكيد ان المتغير المستقل سبب التغيرات التي حدثت بالنسبة للمتغير التابع. اما في الدراسات الارتباطية فان الباحث لا يقوم بمعالجة منظمة للمتغير المستقل لملاحظة اثره على المتغير التابع، وانما يختار متغيرين ويحاول معرفة الى اي مدى يتغير احدهما بتغير الاخر. ان الافراد ايضا لا يتم تعيينهم بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة للمتغير، فعند دراسة العلاقة بين الجنس ومفهوم الذات، فإن الباحث لا يستطيع ان يتدخل في موضوع الجنس، كذلك بالنسبة لمفهوم الذات فإن الخبرة هي التي شكلت مفهوم الذات لدى الافراد، وبالتالي فإن الباحث لا يستطيع ان يقوم بتعيين الافراد بشكل عشوائي الى المستويات المختلفة من المنتويات المختلفة من المنتويات، كذلك لا تتضمن الدراسات الارتباطية مجموعات ضابطة.

ان اجراءات الدراسة الارتباطية تجعل من غير الممكن التحقق من ان معامل الارتباط قياس للسببية.

هناك ثلاثة فرضيات اساسية حول العلاقة السببية بين المتغيرين المترابطين (س و ص) تتمثل بالآتي:

- 1- س تسبب ص
- 2- ص تسبب س
- 3- العلاقة بين س و ص تسبب بواسطة متغير ثالث ع.

عندما يكون هناك ثلاثة متغيرات في الدراسة، فانه يوجد العديد من النماذج السببية:

- النموذج الاول: س ص ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و ع تسبب ص ، - النموذج الاول: س

ولكن لا توجد علاقة سببية بين س وع.

- النموذج الثاني: سرح ، في هذا النموذج فان س تسبب ص و س تسبب ع،

ولكن لا توجد علاقة سببية بين ص وع.

- النموذج الثالث: سightarrowعightarrowص، في هذا النموذج فان العلاقة السببية بين س و ص

يتوسطها متغير ثالث ع ، وبالتالي فان المتغير س له تأثير غير مباشر على المتغير ص.

- النموذج الرابع: ع رض ، وفي هذا النموذج فان العلاقة بين س و ص راجعة ص معرفة ان المتغيرع هو الذي يسبب حدوث س و ص.

وعند فحص الارتباطات السببية في حالة الدراسات الارتباطية، فانه يتم الربط بين النظرية والبيانات، وبالاعتماد على النظرية، فان هناك فرضيات ذات اهمية يمكن حذفها، والارتباطات السببية ضمن النموذج يمكن تبريرها.

ان البيانات التي تتوفر للباحث عند اجراء دراسة يمكن أن تستخدم لفحص اذا كان النموذج المقترح او بدائل اخرى تزودنا بتمثيل دقيق للعلاقة السببية.

اسئلة الفصل السادس

س1: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يجد العلاقة بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب من طلبة الدراسات العليا وطبق عليهم اختبار الاستعداد، ثم حصل على معدلهم التراكمي فيما بعد.

فاذا كانت البيانات التي حصل عليها الباحث هي على النحو التالي:

CI +11 1 . 11	1 ()
المعدل التراكمي	الدرجات على
في الجامعة	اختبار الاستعداد
	للدراسات العليا
89	580
66	500
83	670
73	480
95	710
81	550
89	640
76	540
79	620
90	690
I .	

أ- جد معامل الارتباط بين اختبار الاستعداد للدراسات العليا والمعدل التراكمي في الجامعة.

 α ب- افحص الفرضية الصفرية باستخدام الاحصائى المناسب (α

س2: اراد باحث ان يجد العلاقة بين مستوى الدافعية (عالي = 1، متدني = 2) والتحصيل في العلوم عند طلبة الصف الاول الاعدادي (السابع)، فاختار عينة مؤلفة من (10) طلاب، وطبقت عليهم مقياس في الدافعية واختبار في التحصيل وحصل على البيانات التالية:

التحصيل	مستوى الدافعية
70	1
80	1
75	1
65	1
85	1
40 55	2
55	2
60	2
50	2
35	2

جد العلاقة بين مستوى الدافعية والتحصيل باستخدام الاحصائي المناسب.

س3: على فرض انه طلب من اثنين من المحكمين ان يقدّروا (10) افراد بالنسبة لمسابقة في التزلج على مقياس من (50) نقطة، وقد تم الحصول على الدرجات التالية:

الحكم الثاني	الحكم الاول	الافراد
36	38	1
27	24	2
33	31	3
24	27	4
19	22	5
44	40	6
35	32	7
20	25	8
29	26	9
37	30	10

جد معامل الاتفاق او معامل الارتباط بين تقدير الحكم الاول وتقدير الحكم الثاني. س4: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التدخين والاصابة بامراض القلب، فدرس عينة مؤلفة من 20 (10 من المدخنين، و 10 من غير المدخنين) ثم تحقق فيما اذا اصيب اي منهم بامراض القلب وحصل على البيانات التالية:

الاصابة بامراض القلب ص	التدخين س
1	1
2	1
ļ .	1
1 2 1 1 2 1	1
2	l I
1	1 1
	1
2	i
2	1
$\bar{1}$	2
2	2
2	2
2	2
2	2
1	2
1 2 2 1 2 2 2 2 2 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2	$\begin{bmatrix} 2 \\ 2 \end{bmatrix}$
$\frac{2}{2}$	$\begin{bmatrix} 2 \\ 2 \end{bmatrix}$
1	1 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2
1	2

1 = لا يدخن

القصل السادس

2 = يدخن بالنسبة للمتغير س

1 = لم يصاب بامراض القلب

2 = مصاب بامراض القلب بالنسبة للمتغير ص.

جد معامل الارتباط بين التدخين والاصابة بامراض القلب.

س5: اراد احد علماء الاجتماع ان يدرس العلاقة بين الطبقة الاقتصادية – الاجتماعية والرضا عن الحياة، فاختار عينة مؤلفة من (120) فرداً من مستويات اقتصادية – اجتماعية عليا ومتوسطة ودنيا، ومن ثم سألهم عن مدى رضاءهم عن الحياة بشكل عام، وحصل على النتائج التالية:

دنیا	متوسطة	ليلد	المستوى الاقتصادي /الاجتماعي الرضا عن الحياة
30	30	40	راضي بشكل عالي
20	50	30	راضي
75	15	10	غير راضي

جد معامل التوافق وقيمة كريمر (ف)، وقيمة لامبادا.

الفصل السابع

معامل الانحدار البسيط

- 1:7 مقدمة
- 7: 2 معادلة خط االانحدار للتنبؤ بـ ص من خلال س
 - 7: 3 تفسير الانحدار
 - 7: 4 دقة التنبؤ
- 7 : 5 العلاقة بين مربع معامل الارتباط (₂) والخطأ المعياري للتقدير
 - 7: 6 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار
- 7: 7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغاير او التباين المشترك المتنبأ به.
 - اسئلة الفصل السابع

معامل الانحدار البسيط Simple Linear Regression

1:7 مقدمة

إن هدف العلم القيام بعملية التنبؤ، إذ تم بناء النظريات للتنبؤ لغايات باحد المتغيرات من خلال المتغيرات الأخرى.

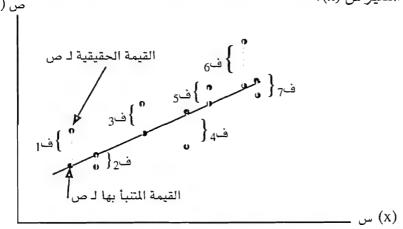
إن عملية التنبؤ هدف من الاهداف المهمة في ميدان العلوم السلوكية كما هو الحال في العلوم الاخرى. فعلى سبيل المثال المعدل التراكمي في الجامعة يمكن التنبؤ به من خلال الدرجات على اختبار الاستعداد المدرسي، ولكن ليس بشكل تام. ومثل هذه العلاقة وكما اشرنا لا تتضمن الى ان احد المتغيرات يسبب المتغيرات الاخرى. انها تشير فقط الى ان قيم احد المتغيرات يمكن التنبؤ بها من خلال معرفة قيم المتغيرات الاخرى. فعلى سبيل المثال العلاقة الدالة يمكن تحديدها بين اي متغيرين من مثل المعدل التراكمي في الجامعة ودرجات الافراد على اختبار الاستعداد المدرسي، بحيث يمكن التنبؤ بالمعدل التراكمي للطالب من خلال معرفة درجته على اختبار الاستعداد المدرسي. إن هذا الارتباط لا يشير الى ان الدرجة العالية على اختبار الاستعداد المدرسي.

إن معظم النظريات والدراسات في ميدان العلوم السلوكية تهدف ليس فقط الى اكتشاف العلاقة او الارتباط بين المتغيرين كما هو الحال في معاملات الارتباط الاخرى، ولكن لتحسين عملية التنبؤ عن طريق تحديد العلاقة الدالة بين المتغيرين.

إن العلاقة الدالة تعتمد على البيانات التي تجمع من الافراد على المتغير الذي يستخدم في التنبؤ والمتغير المراد التنبؤ به، وبالتالي عند تحديد العلاقة الدالة فان الدرجة على المتغير الذي يستخدم للتنبؤ بالنتائج او الدرجات على المتغير المتنبأ به او ما يسمى بالمتغير التابع عند افراد مشابهين للافراد الذين تم استخدامهم للوصول الى العلاقة الدالة.

ومن هنا فإن هدف هذا الفصل التعرض للاساليب المستخدمة لتحديد العلاقة الداله والتي يمكن استخدامها في عمليات التنبؤ او بمعنى آخر ما يسمى بمعامل الانحدار الانحدار الخطي البسيط فانه يمكن الحصول على الخط الأكثر ملائمة للبيانات والذي يلخص العلاقة النمطية بين قيم الافراد على متغيرين مقاسين على مقيلس مسافات او مقياس نسبة.

وباستخدام ما يسمى بطريقة المربعات الصغرى Least Squares Method (والذي يقلل المسافة لكل الازواج المتعلقة بقيم س و ص)، فإن الخط يلخص العلاقة او الارتباط بين المتغير التابع (ص) والمتغير المستقل (س). هذا ويبين الشكل (1:7) عملية التنبؤ بالمتغير ص (y) من خلال المتغير س (x).



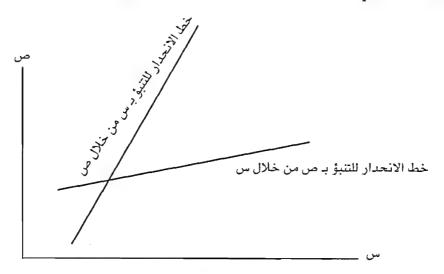
الشكل رقم (1:7) الفروق بين قيم ص الحقيقية و ص المتنبأ بها وخط انحدار ص بدلالة س

ان الشكل (1: 1) يبين لنا توزيع ثنائي بالاضافة الى معامل الانحدار الممكن. والسؤال الذي يطرح هنا هو « الى اي مدى تعتبر عملية التنبؤ من هذا الخط جيدة؟». بالنسبة للمحاولات السبعة الممثلة عن طريق شكل الانتشار، فان خطأ التنبؤ يظهر في الخطوط العمودية، حيث يوصل كل خط من الخطوط القيمة الحقيقية لـ ص (y) مع القيمة المتنبأ بها لـ ص والتي يرمز لها فيما بعد بالرمز ص (Y). وكلما كان الخط العمودي اطول كلما كان خطأ التنبؤ اعلى.

فاذا رمزنا الى الفرق بين الدرجة الحقيقية لـ (ص) والقيم المتنبأ بها لـ (ص) بـ ف ص فان ف ص = ص - ص و بالتالي فان طريقة اقل المربعات بالنسبة لخط الانحدار هذا هو الخط الملائم اكثر والذي يقلل مجموع مربع الانحرافات، ومن هنا فإن الهدف يتمثل في جعل قيمة مجموع ف 2 قليلة قدر الامكان.

إن مثل هذه الحالة تستخدم اذا اردنا ان نتباً بـ (ص) من خلال (س). ولكن اذا رغبنا في ان نتباً بـ س من خلال ص فإن محك اقل المربعات يتطلب منا ان نقلل مجموع مربع الانحرافات للمتغير س، اي مجـ (س – س) وليس للمتغير (ص). وإذا لم تكن قيمة معامل الارتباط مساوية ± 1 ، فإن خطى الانحدار سوف يختلفان عن بعضهما البعض، هذا ويبين

لنا الشكل (2:7) خطى الانحدار للتنبؤ بس من خلال ص والتنبؤ بص من خلال س.



مما سبق يتبين لنا انه لا بد من تحديد الخط المستقيم الذي يصف العلاقة بين ازواج من البيانات.

إن المعادلة الرياضية للخط المستقيم تعبر عن العلاقة الدالة بين المتغيرين، فالمتغير ص يمكن ان يكون دالة للمتغير س او س دالة للمتغير ص، وعلى فرض ان ص دالة لـ س فإن معادلة خط الانحدار هي على النحو الآتي:

المعادلة (1:7)
$$Y' = b x + a \qquad \qquad 1 + \omega$$

فإذا كانت قيم كل من أ و ب معروفة، فانه من السهل معرفة قيمة ص لاي قيمة من قيم س المعطاه. فعلى فرض ان معادلة خط الانحدار هي : $\dot{o} = A + 0$ فإذا كانت قيمة س تساوي 3، فان قيمة ص المتنبأ بها تساوي 15، واذا كانت قيمة س تساوي -1، فان قيمة ص المتنبأ بها من س تساوي-1.

اذ ان ص = الدرجة المتنبأ بها.

ب = انحدار الخط او معامل الانحدار.

النقطة أ = التي يقطع فيها خط الانحدار المحور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفر. إن انحدار الخط يشير الى التغير في ص عند التغير وحدة واحدة في س ولذلك في

المعادلة السابقة والتي هي عبارة عن $ooldsymbol{o} = 4$ $ooldsymbol{o} = 4$ ooldsymb

2:7 معادلة خط الانحدار للتنبؤ بص من خلال س

لقد اشرنا في السابق الى المعادلة العامة للخط المستقيم. ولكن ما الخط الاكثر ملائمة او الذي يمكن ان يلائم اكثر لشكل الانتشار وذلك لاستخدامه كخط انحدار؟

على فرض اننا طورنا معادلة انحدار للتنبؤ بالتحصيل (ص) من خلال مفهوم الذات (س)، فان ذلك يعني خط انحدار للتنبؤ بص من خلال س. فاذا كانت العلاقة تامة بين مجموعتين من الدرجات، فإن جميع البيانات الممثلة بشكل الانتشار ستقع على الخط المستقيم، وبالتالي يمكن ايجاد معادلة خط الانحدار بسهولة، ولكن عندما تكون العلاقة بين س و ص اقل من تامه فان ملائمة الخط للبيانات (اي تحديد قيمة أ و ب) يكون اكثر صعوبة.

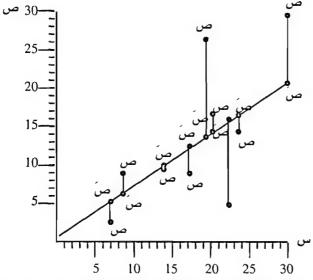
إن الخط الذي نرغب هو الخط الذي يصف الاتجاه في البيانات، بحيث التغير في س ينعكس على متوسط التغير في المتغير ص.

ان الخط وكما اشرنا سابقاً يتم ملائمته للبيانات بواسطة طريقة المربعات الصغرى Method of Least Squares فلو اخذنا على سبيل المثال البيانات الواردة في الجدول (1:7)،

الجدول (1:7) الدرجات الخام على اختباري مفهوم الذات والتحصيل عند عينة مؤلفة من (1:0) طلاب

س ص	(2ص)	التحصيل (ص)	(س)2	مــفــهــوم النذات الأكاديمي (س)		الافراد
153	81	9	289	17		1
104	169	13	64	8		2
56	49	7	64	8		3
360	324	18	400	20		4
154	121	11	196	14		5
14	4	2	49	7		6
105	25	5	441	21		7
330	225	15	484	22		8
494	676	26	361	19		9
840	784	28	900	30		10
2610	2458	134	3248	166	المجموع	

فإن طريقة اقل المربعات تلائم البيانات بطريقة يكون فيها مجموع مربع الانحرافات للبيانات عن الخط اقل ما يمكن. ولذلك فإن الخط الاكثر ملائمة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) باستخدام طريقة اقل المربعات موضحة في الشكل (3:7).



الشكل (3:7) الخط الاكثر ملائمة للبيانات المتعلقة بالتنبؤ في التحصيل من خلال مفهوم الذات الاكاديمي

هذا ويجب ان نتذكر بأن خط الانحدار يستخدم للتنبؤ بقيمة ص لاي قيمة من قيم س. وبالنسبة لجميع قيم س، فإن القيم التنبؤية لـ ص والتي يرمز لها بـ (ص) مشار اليها على خط الانحدار في الشكل (3:7) . وبناد على ذلك فان الطريقة الاخرى لتوضيح محك المربعات الصغرى لملائمة خط الانحدار هو الاخذ بعين الاعتبار الخطأ في التنبؤ بـ ص من خلال س، اى الفرق بين قيمة ص الحقيقية وقيم ص.

هذا ويجب ملاحظة ان خطأ التنبؤ (ص - ص) عبارة عن بعد البيانات عن خط الانحدار (والموازية للمحور الصادي). وهكذا فإن طريقة اقل المربعات يعبر عنها رمزياً لتقليل مج (ص - ص) 2 . وبالنسبة لخط انحدار التنبو بـ ص من خلال س فاننا بحاجة الى تحديد كل من مـيل الخط (Slope) والذي يرمـز له بالرمـز (ب $_{ou}$) واين يقطع الخط المحـور الصادي عندما تكون قيمة س تساوي صفراً (Intercept) والذي يرمز له بالرمز أ $_{ou}$.

ولايجاد قيمة ما يسمى بمعامل انحدار ص بدلالة س فاننا نستخدم المعادلة (2:7) التالية:

المعادلة (2:7):

$$(\Sigma x) (\Sigma y)$$
 $(\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega)$ $(\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega)$ $(\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega) (\Delta x - \omega)$

$$b_{y,x} = \frac{\sum xy - \frac{(\sum x) (\sum y)}{n}}{\sum x^2 - \frac{(\sum x)^2}{n}}$$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الموجودة في الجدول (1:7) فان:

$$\frac{\frac{134 \times 166}{10} - 2610}{\frac{166 \times 166}{10} - 3248} = \frac{134 \times 166}{10}$$

$$\frac{385.6}{492.4}$$
 =

$$0.7831 =$$

ولايجاد قيمة أ_{صس} او اين يقطع الخط المحور الصادي عندما تكون قيمة س صفر، فاننا نلجأ الى المعادلة (3:7) التالية:

$$\frac{\Delta = - - - - - - \times}{0} \times \Delta = 0$$

أو

$$a_{y.x} = \frac{\sum y - by.x \sum x}{n}$$

or

$$a_{y.x} = \overline{y} - by.x \overline{X}$$

اذ ان: ص = متوسط الاداء على المتغير ص

س = متوسط الاداء على المتغير س

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في الجدول (1:7) فإن:

$$\frac{166 \times 0.7831 - 134}{10} = \frac{1}{10}$$

0.4054 =

وبناء على ذلك فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات الأكاديمي هي:

وبناءً على ذلك اذا كانت درجة فرد على مقياس مفهوم الذات الاكاديمي تساوي 10، 8.2315 فانه من المتوقع ان تكون علامته التحصيلية تساوي 0.783x10+0.4054 ، اي 8.2315 بالاضافة الى ما ذكر سابقاً، فانه يمكن ايجاد معادلة خط انحدار للتنبؤ بس من خلال ص. فبالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فاننا نستطيع ان نتنبأ بمفهوم الذات الاكاديمي عند الطالب من خلال تحصيله.

ان خط الانحدار للتنبؤ بس من خلال ص يعبر عنه بالمعادلة التالية:

هذا ويمكن ايجاد بس و ما يسمى بمعامل انحدار س بدلالة ص من خلال المعادلة (5:7) التالية:

اما بالنسبة لقيمة أ_{س ص} او اين يقطع الخط المحور السيني عندما تكون قيمة ص تساوي صفر فيمكن حسابها من خلال المعادلة (6:7) التالية: . معامل الارتباط والانحدار

$$\frac{a_{x,y}}{a_{x,y}} = \frac{\sum x - bx.y \sum y}{n}$$
 او $a_{x,y} = \frac{\sum x - bx.y \sum y}{n}$

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان:

$$0.58212 = \frac{134 \times 0.58212 - 166}{10} = \frac{134 \times 0.58212 - 166}{10}$$

$$8.79951 =$$

وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بس من خلال ص (اي التنبؤ بمفهوم الذات الاكاديمي من التحصيل) هي على النحو التالي:

فاذا كانت قيمة ص تساوي 4 ، فان قيمة س المتنبأ بها تساوي 4x0.58212+8.79951 وتساوي 11.13.

3:7 تفسير الانحدار

يعتبر معامل الانحدار ذا اهمية في التنبؤ كما أشرنا سابقاً . فعلى سبيل المثال قد تكون عمادة القبول والتسجيل في الجامعة مهتمة في ايجاد معادلة للتنبؤ باداء الطالب في الجامعة وذلك بالاعتماد على معدله التراكمي في المدرسة. هذا ولا بد من الاشارة هنا الى الاهتمام ينصب على المبادىء العامة اكثر من الاعتماد على الحالات الفردية.

ان معادلة خط الانحدار تقدم لنا معلومات ذات فائدة حول المبادىء العامة، حتى وان لم نستخدمها لصنع تنبؤات لحالة محددة. هناك بعض المفاهيم المستخدمة في معادلة خط الانحدار من مثل التقاطع (Intercept) ومعامل الانحدار (Slope).

فبالنسبة للتقاطع فقد اشرنا في السابق الى ان التقاطع هو قيمة ص المتنبأ بها (ص) عندما تكون قيمة س تساوي صفراً. وهذه القيمة لها معنى في بعض المواقف وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت قيمة س والتي تساوي صفر قريبة او ضمن المدى الواقعة فيه قيمة س والذي يستخدم لاشتقاق تقدير للتقاطع. هذا ولا يوجد تفسير ذا معنى للتقاطع اكثر من كونه ناحية رياضية فقط.

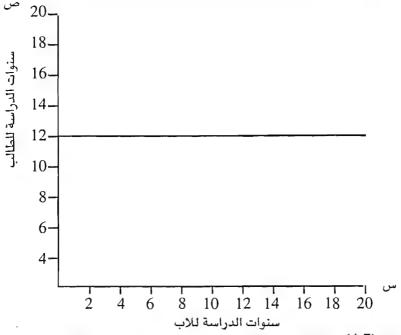
وفيما يتعلق بمعامل الانحدار فهو التغير في قيمة ص المتنبأ بها نتيجة التغير وحدة واحدة في قيمة س. ومن خلال هذا التعريف يمكن الاشارة الى ان معامل الانحدار هو مقياس ذا معنى. فاذا اخذنا بعين الاعتبار العلاقة بين مستوى التعليم للطالب ومستوى تعليم الاب، ووجدنا العلاقة الخطية التالية:

ص (مستوى التعليم للطالب) = 10 + 0.30 × مستوى تعليم الاب فان معامل الانحدار والذي يساوي 0.30 يشير الى مقدار الزيادة في مستوى تعليم الطالب لكل سنة من سنوات تعليم الاب. وفي مثل هذه الحالة فان الزيادة تساوي 0.30 فاذا كان عدد سنوات الدراسة للاب تساوي 10 سنوات، فان لكل سنة دراسية للاب هناك زيادة مقدارها 0.30 للطالب وبالتالي فان مستوى التعليم المتنبأ به للطالب يساوي 13، اي:

13 =

واذا كانت قيمة معامل الانحدار موجبة، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الاخر يزداد، اما اذا كان معامل الانحدار سلبي، فان ذلك يعني انه اذا زادت قيمة احد المتغيرات فان المتغير الاخر ينقص، واذا كان معامل الانحدار عالي، فان هناك انحدار بشكل ملحوظ، اما اذا كان متدنى، فان هناك ازدياد او نقصان تدريجى.

وفي حالة معامل الانحدار الذي يساوي صفر، فانه لا يوجد اثر للتغير في المتغير س على المتغير ص. فاذا كانت العلاقة بين مستوى التعليم للاب والمستوى التعليمي للطالب صفراً فان الخط الذي يمثل خط الانحدار يشبه الشكل (4:11) المبين ادناه.



الشكل (4:7) العلاقة بين سنوات الدراسة للاب وسنوات الدراسة للطالب

وفي حالة الانحدار الخطي فانه قلما نتعامل مع الدرجات المعيارية (اي الدرجات الخام المحولة الى درجة معيارية بمتوسط صفر وانحراف معياري يساوي 1 لكل متغير من المتغيرات). وفي مثل هذه الحالة فان الفرق وحدة واحدة في س او ص تؤدي الى احداث فرق انحراف معياري مقداره (1)، لذلك اذا كان معامل الانحدار يساوي 0.50 للدرجات المعيارية فانه يمكن القول الى ان الزيادة في س بمقدار انحراف معياري (1)، سوف يؤدي الى زيادة مقدارها 0.50 في الانحراف المعياري لقيمة ص المتبأ بها.

وعند الحديث عن معامل الانحدار للدرجات المعيارية فاننا نسمي هذا المعامل بمعامل الانحدار المعياري ويشار اليه ببيتا (Beta) وذلك لتمييزه عن معامل الانحدار الذي يعتمد على الدرجات الخام.

وباستخدام الدرجات المعيارية فان معادلة خط الانحدار للتنبؤ بص من خلال س هي على النحو التالى:

المعادلة (7:7):

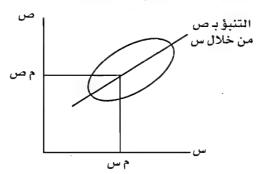
$$Z'_y = r z_x$$
 $Z'_y = r z_x$

اذ ان زَص = قيمة ص المعيارية المتنبأ بها.

 $i_{m} = 1$ الدرجات المعيارية لـ س والتي يمكن من خلالها التنبؤ بـ i_{m} (الدرجة المعيارية المتنبأ بها لـ ص).

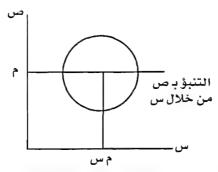
هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه من النادر استخدام معادلة خط الانحدار المعياري للتنبؤ الحقيقي، وذلك لان الدرجات التي نبني التنبؤ على اساسها هي الدرجات الخام، ولكن هناك بعض الامور الهامة التي لابد من الاشارة اليها في هذا المجال والتي تتمثل بما يلى:

1- على فرض اننا نرغب في التنبؤ بقيمة ص من خلال حالة من الحالات عند متوسط س، فان القيمة المتنبأ بها (ص) تساوي دائماً صفر (زُص = (ر) (صفر) = صفر = متوسط ص) مهما كانت القيمة لمعامل الارتباط وذلك لان متوسط مجموع الدرجات والتي يعبر عنها على شكل درجات معيارية يساوي دائماً صفر. وبناءً على ذلك فان معادلة خط الانحدار لجميع قيم معامل الارتباط والتي تتنبأ بتلك الحالة عند متوسط س ستكون عند متوسط ص ومن هنا فان خط الانحدار سيمر دائماً من خلال النقطة التي تعبر عن متوسط س ومتوسط ص كما يتضح من الشكل (5:7).



الشكل (5:7): معادلة خط الانحدار ص بدلالة س عندما تكون قيمة ر = صفر - 2 صفر

2- اذا كانت قيمة ر = صفر فان قيمة الدرجة المعيارية للمتغير ص والمتنبأ بها تساوي دائماً صفر (زُص = (صفر) (زُر) = صفر. وبلغة الدرجة الخام، اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر فان القيمة التنبؤية لـ صهي متوسط ص مهما كانت قيم س والمراد استخدامها للتنبؤ بقيم ص. فاذا كانت معرفة قيم س لا تقدم اية معلومات للتنبؤ بقيم ص، فما قيمة ص المتنبأ بها؟ هذا ويبين الشكل (6:7) خط الانحدار للتنبؤ بقيمة ص من خلال س عندما تكون قيمة ر تساوي صفر.



الشكل (6:7)؛ معادلة خط انحدار ص بدلالة س عندما تكون قيمة ر = صفر

إن معامل الانحدار للدرجات المعيارية يطبق مباشرة على معامل الارتباط. ولقد اشرنا في السابق الى ان:

$$r = \frac{\text{Cov}_{xy}}{\text{Sx Sy}}$$
 معامل الارتباط $\frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}} = \frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}}$ معامل الارتباط $\frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}} = \frac{\text{Cov x y}}{\text{Sy}}$ $\frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}} = \frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}}$ بينما معامل الانحدار $\frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}} = \frac{\text{Lorentz}}{\text{Sy}}$

واذا كانت البيانات التي نتعامل معها عبارة عن درجات معيارية، فإن الانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص = تباين س = 1

$$S_x - S_y = S_x^2 = 1$$

ولذلك فإن احد التفسيرات لمعامل الارتباط انه مساوٍ لما يجب ان يكون عليه معامل الانحدار اذا تم تحويل الدرجات الخام الى درجات معيارية. فاذا كان معامل الارتباط يساوي 0.50، فان هذا يعني ان كل فرق مقداره انحراف معياري في س يرتبط في المتوسط مع فرق مقداره نصف انحراف معياري في ص.

4:7 دقة التنبؤ

ان ملائمة خط الانحدار للبيانات لا يعني ان المشكلة قد حلت، اذ ان الاهتمام لا يتركز على عملية مرور الخط المستقيم من البيانات، ولكن على ملائمة الخط للبيانات بشكل معقول.

هذا وسوف نتحدث هنا عن الخطأ المعياري للتقدير والذي يعتمد بالدرجة الاولى على الانحراف المعياري، اذ يستخدم الانحراف كمقياس للخطأ.

ان معادلة خط الانحدار تشير الى قيمة ص المتوقعة (ص) عندما تأخذ س قيمة معينة. ان هناك احتمال اكبر لان تكون قيمة ص المتنبأ بها مساوية لقيمة ص الحقيقية والتي تكون مقابلة لقيمة معينة للمتغير س.

اذا كان معامل الارتباط منخفض فانه من المتوقع ان يكون هناك فرق بين القيم الحقيقية والقيم المتنبأ بها للمتغيرص، ولكن اذا كان معامل الارتباط عالي، فان القيمة الحقيقية سوف تقترب من القيمة المتنبأ بها للمتغيرص. وعندما يكون معامل الارتباط يساوي (1)، فان القيمة الحقيقية سوف تكون مساوية للقيمة المتنبأ بها بشكل دقيق ومنتظم.

اذاً لابد من قياس الخطأ المتنبأ به او بعد القيمة الحقيقية للمتغير ص من قيمة ص المتنبأ بها (ص).

على فرض انك اعطيت مهمة للتنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة (ص) والذي يمكن ان يظهره طالب معين، ولكن لا توجد اية معلومات عن المعدل التراكمي للطالب في المدرسة. فان افضل شيء يمكن اللجوء اليه للتنبؤ عبارة عن متوسط اداء الافراد في الجامعة، والخطأ المرتبط بالتنبؤ والذي هو عبارة عن الانحراف المعياري للدرجات التي تعكس التحصيل في الجامعة (عص) وبما ان عملية التنبؤ تعتمد على المتوسط والانحراف المعياري للدرجات على المتغير ص واللذان يتعاملان مع الانحرافات حول المتوسط فاننا بحاجة الى ما يسمى بالانحراف المعياري للمتغير ص. والذي يتم استخراجه باللجوء الى المعادلة التالية والتي اشرنا اليها سابقاً:

$$\frac{2(\varpi - \varpi)^2}{1 - \varpi} = \frac{2(\varpi - \varpi)^2}{1 - \varpi}$$

ولكن على فرض اننا نريد ان نتنبأ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة عند الطلبة الذين توجد عنهم معدلات تراكمية من المدرسة، فان التنبؤ بالتحصيل الاكاديمي في الجامعة في حالة كون العينة كبيرة جداً عبارة عن متوسط الدرجات على المتغير ص (التحصيل الاكاديمي في الجامعة) والذي تم الحصول عليه من قبل جميع الطلبة الذين يوجد عندهم معدلات تراكمية معينة. وبما انه لا توجد عينة ما لا نهاية، فاننا نستخدم معادلة خط الانحدار. واذا اخذنا بعين الاعتبار جميع القيم الواردة في العينة، فان القيم المتوقعة للدرجات ص والمرتبطة بكل قيمة من قيم س سوف تقع ضمن خط الانحدار. وعندما

يكون هناك معرفة لقيم س ومعادلة خط الانحدار، فان التنبؤ الافضل سيكون صّ. وبناءً على ما سبق فان قياس الخطأ يعبر عنه بالمعادلة (7:7) التالية:

وبالنسبة لدرجات الحرية فانها تساوي ن - 2، لاننا نخسر في مثل هذه الحالة درجتين حريتين لتقييم خط الانحدار (اذ ان أ و ب يتم تقديرهما من خلال العينات).

ان الطريقة التي يمكن ان تستخدم لايجاد الخطأ المعياري للتقدير هو في حساب ص المتنبأ بها لكل قيمة من قيم س ومن ثم ايجاد الانحراف المعياري للتنبؤ به ص من خلال س مباشرة.

وبالرجوع الى البيانات الواردة في الجدول (1:7) فان معادلة خط الانحدار تساوي 0.7831 + 0.40054

وبتطبيق المعادلة (7:7) فاننا بحاجة اولا الى ايجاد مجد (ص – ص) وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7) (هنا يتم حساب قيمة ص لكل قيمة من قيم س باستخدام معادلة خط الانحدار المشار اليها اعلاه).

وبناءً على ذلك فان:

الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بالتحصيل من خلال مفهوم الذات

$$\frac{360.4477}{2 - 10} \neq \frac{360.559}{45.0559} = 6.71 =$$

الجدول (2:7) الدرجات الخام على كل من س و ص، بالاضافة الى القيم المتنبأ بها لكل من س و ص ، و ص ، $\frac{2}{2}$ و $\left(\alpha - \omega\right)^2$ و $\left(\alpha - \omega\right)^2$

2 :				التحصيل	مفهوم الذات	-
(س - سَ) ²	سُ	(ص - صُ	صُ	ص	, w	الافراد
8.768	14.039	22.212	13.713	9	17	1
70.007	16.367	40.132	6.665	13	8	2
23.756	12.874	0.1122	6.665	7	8	3
0.521	19.278	3.752	16.0635	18	20	4
1.447	15.203	.1325	11.364	11	14	5
8.785	9.964	15.0699	5.882	2	7	6
86.304	11.71	140.3277	16.846	5	21	7
19.981	17.53	6.912	17.629	15	22	8
24.305	23.93	114.939	15.279	26	19	9
24.019	25.99	16.859	23.894	28	30	10
267.893		360.4477				

كذلك يمكن ايجاد الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بمفهوم الذات من التحصيل، اذ تستخدم معادلة خط الانحدار للتنبؤ بقيمة س من خلال ص وذلك بتطبيق المعادلة (7:7) ولكن نستعيض عن ص بـ س، اذ تصبح هذه المعادلة على النحو التالي:

$$\frac{2(m-m)^2}{(m-m)}$$
 الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بس من خلال ص $(3_{m-m})^2$ الخطأ المعياري التقدير وذلك التنبؤ بس من خلال ص

ولقد اشرنا سابقاً ان معادلة خط انحدار س بدلالة ص وباستخدام البيانات الواردة في الجدول (1:7) هي:

$$0.58212 + 8.79951 =$$

وبتطبيق المعادلة السابقة فاننا بحاجة الى ايجاد مج (س – سَ) وذلك كما هو مبين في الجدول (2:7)، اذ نقوم بحساب قيمة ص لكل قيمة من قيم ص باستخدام معادلة خط الانحدار لـ س بدلالة ص.

$$\frac{2}{(w-w)^2}$$
 | الخطأ المعياري للتقدير للتنبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل = $\sqrt{\frac{267.893}{2-10}}$ | = $\sqrt{\frac{33.4867}{2-10}}$ | = $\sqrt{\frac{33.4867}{2-10}}$ | = $\sqrt{\frac{33.4867}{2-10}}$ | =

هذا وقد تم حساب معامل الانحدار باستخدام مفهوم الذات كمتغير مستقل، وحساب معامل الانحدار باستخدامه مرة اخرى كمتغير تابع وذلك من خلال برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS). وتبين لنا نتائج الحاسوب الواردة لاحقاً قيمة ب (B) للتنبؤ بمفهوم الذات من خلال التحصيل، وبمعالجة مفهوم الذات كمتغير تابع وقد بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود الذي يرمز له بالرمز (B) وامام متغير التحصيل والذي استخدمنا له الاختصار (Ach) 8.50 وهي نفس القيمة المشار اليها عند ايجاد معادلة خط انحدار س بدلالة ص. كذلك تظهر النتائج قيمة أس من اذ بلغت هذه القيمة والمشار اليها تحت العمود B وامام ما يسمى بالثابت (Constant) 8.8 وهي ايضا نفس القيمة التي توصلنا اليها سابقاً.

مما سبق يمكن القول انه عندما يكون معامل الارتباط تام، فان كل قيمة لـ (ص - ص) تساوي صفر. وبالتالي فان الخطأ المعياري للتقدير (عصس) يساوي صفر، وباختصار يمكن القول انه لا يوجد خطأ في التنبؤ. ولكن عندما يكون معامل الارتباط يساوي صفر، فان صنور تساوي متوسط ص. وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير يتراوح ما بين صفر عندما يكون معامل الارتباط تام الى انحراف معياري لـ ص (عص) عندما لا يكون هناك اي ارتباط على الاطلاق.

ان الخطأ المعياري للتقدير (ع_{صس}) هو انحراف معياري لدرجات ص الحقيقية عن درجات ص المتنبأ بها، ولأن الخطأ المعياري للتقدير عبارة عن انحراف معياري فانه يتضمن خصائص الانحراف المعياري والتي تشير الى ان مجموع انحراف كل درجة من الدرجات عن المتوسط هو عند حده الادنى.

اما الخاصية الاخرى للانحراف المعياري هو ان انحرافات الدرجات عن المتوسط (مجـ ص) يساوى صفر.

Regression

Descriptive Statistics

	Mean	Std. Deviation	N
SELF	16.6000	7.3967	10
ACH	13.4000	8.5790	10

Correlations

		SELF	ACH
Pearson	SELF	1.000	.675
Correlation	ACH	.675	1.000
Sig. (1-tailed)	SELF		.016
	ACH	.016	
N	SELF	10	10
/ (0	ACH	10	10

Varibles Entered/Removed^b

	Variables		
Model	Entered	Variables Removed	Method
1	ACH ^a		Enter

a. All requested variables entered.

b. Dependent Variable: SELF

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.675ª	.456	.388	5.7872

a. Predictors: (Constant), ACH

ANOVA^b

Mod	el	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	224.468	1	224.468	6.702	.032a
Ì	Residual	267.932	8	33.492		
	Total	492.400	9			

a. Predictors: (Constant), ACH

b. Dependent Variable: SELF

~		-			- 0
C_{ℓ}	ret	tia	cie	nı	Sa

			dardized icients	Standardized Coefficients		
Mo	del	В	Std. Error	Beta	t	Sig.
1	(Constant)	8.800	3.525		2.496	.037
	ACH	.582	.225	.675	2.589	.032

a. Dependent Variable: SELF

ان الخطأ المعياري للتقدير يتم حسابه ايضاً من المعادلة (8:7) التالية:

$$3 - 1$$
 الخطأ المعياري للتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س (عص س) = عص $3 - 1$ الخطأ المعياري للتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ الخطأ المعياري المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ الخطأ المعياري المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ الخطأ المعياري المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ الخطأ المعياري المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ الخطأ المعياري المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال س $3 - 1$ المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال المتقدير للتنبؤ المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال المتقدير للتنبؤ بـ ص من خلال المتقدي

وهذه المعادلة مكافئة للمعادلات السابقة، فاذا اخذنا بعين الاعتبار معامل الارتباط بين مفهوم الذات والتحصيل بالنسبة للبيانات الواردة في الجدول (1:7) فان نتائج الحاسوب الواردة سابقاً (ص: 192) تشير الى انه يساوي 0.675 وبناءً على ذلك فان الخطأ المعياري للتقدير بتطبيق المعادلة (8:7) هو:

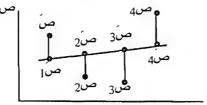
$$\sqrt{(0.675)^2 - 1}$$
 الخطأ المعياري للتقدير $\sqrt{(3_{00})^2} = 8.579$ | $\sqrt{(3_{00})^2}$

اما بالنسبة للخطأ المعياري لتقدير مفهوم الذات من التحصيل

$$2(0.675) - 1$$
 $7.397 = (30.675) = 5.46 =$

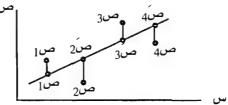
وهذه القيمة ايضا تختلف قليلاً عن النتيجة الواردة في نتائج الحاسوب (ص: 192) والتي بلغت 5.787. والسبب في هذا الاختلاف يرجع الى ان الخطأ المعياري تم ايجاده من خلال الحاسوب عن طريق قسمة مج $(m-m)^2$ و مج $(m-m)^2$ على $(m-m)^2$ على $(m-m)^2$ هنا اعتمد الخطأ المعياري على الانحراف المعياري والمستخرج من خلال القسمة على $(m-m)^2$

هذا ويبين الشكل (7:7) تأثير الفرق بين (ص - ص) على انخفاض معامل الارتباط. اذ ان هذا الفرق يؤدى الى الحصول على قيمة كبيرة للخطأ المعياري للتقدير.



الشكل (7:7) قيم ص الحقيقية وقيم ص المتنبأ بها من س

بالاضافة الى ذلك يبين الشكل (8:7) الى ان الفرق القليل بين ص و ص نتيجة وجود معامل ارتباط عالي بين المتغيرين، وهذا بالتالي يؤدي الى الحصول على خطأ معياري للتقدير متدنى.



الشكل (8:7) قيم ص الحقيقية وقيم ص المتنبأ بها من س

5:7 العلاقة بين مربع معامل الارتباط (2) والخطأ المعياري للتقدير

لقد اشرنا في السابق الى ان تباين الخطأ $= \frac{-\infty}{(\omega-\omega)^2}$ ، وبما اننا نتحدث عن $\frac{2}{\omega-2}$ مجموع مربع الانحرافات، فانه بالامكان ان نهمل المقام بحيث تصبح المعادلة على النحو التالى.

مجموع مربع الانحرافات للخطأ = مج
 (ص - صُ) مجموع مربع الانحرافات للخطأ = مج

$$SS_{\rm error} = S~(y - y^*)^2$$

ويمكن التعبير عنها جبرياً من خلال المعادة التالية:

$$(2 - 1)$$
 مجموع مربع انحرافات الخطأ = الانحراف المعياري للمتغير ص $SS_{error} = SS_y (1 - r^2)$

وبناءً على ما سبق فان مجموع انحرافات الخطأ هو دالة لمجموع مربع انحرافات القيم

الاصلية للمتغير ص والارتباط بين س و ص. ومع بقاء الامور الاخرى ثابتة، فانه كلما زاد معامل الارتباط، فأن مجموع مريع انحرافات الخطأ سيكون قليل. وهذا يعني انه كلما كانت العلاقة اعلى بين س و ص كلما كانت هناك احتمالية اكبر للتنبؤ بص وبأقل خطأ.

واذا قسمنا مجموع مربع الانحرافات للخطأ على ن - 1، فان المعادلات السابقة تصبح على النحو التالي:

المعادلة(11:7) :

$$(^2 - 1)_{\infty}^2 = \frac{1 - c^2}{1 - c^2}$$
 $\frac{SS_{error}}{N - 1} = S^2 (1 - c^2)$

واذا قمنا بضرب ذلك ب $\frac{\dot{u}-\dot{v}}{\dot{v}-\dot{v}}$ فان مريع انحرافات الخطأ يصبح على النحو التالي:

$$\frac{(1-i)}{2-i}$$
 (2 - 1) $\frac{2}{0}$ = $\frac{1}{0}$ = $\frac{2}{0}$ $\frac{2}{0}$ = $\frac{2}{0}$ $\frac{2}{0}$ = $\frac{2}{0}$ SS_{arror} N. 1.

$$S_{y.x}^2 = \frac{S_{error}}{N-2} = S_y^2 (1-r^2) \frac{N-1}{N-2}$$

وبالتالي تصبح المعادلة على النحو التالي:

المعادلة (13:7):

$$\frac{1 - \dot{\upsilon}}{2 - \dot{\upsilon}} (^{2} \mathsf{J} - 1) = 3 \mathsf{J}_{0} \mathsf{J}$$

وبالنسبة للعينة ذات الحجم الكبير فان $\frac{\dot{0}-1}{\dot{0}-2}=1$ وبالتالي تصبح المعادلة على النحو

$$3^{2}_{00m} = 3^{2}_{00} (1 - c^{2})$$
 $3^{2}_{00m} = 3^{2}_{00} \sqrt{1 - c^{2}}$ وهي نفس المعادلة (10:7)

هذا ويجب ان نأخذ بعين الاعتبار انه بالنسبة للعينات قليلة الحجم، فإن هذه المعادلة

تقريبية وتباين الخطأ سوف يؤدي الى تقييم للخطأ بشكل اعلى مما هو متوقع وذلك عن طريق قسمة ن - 1 على ن - 2. وبالنسبة للعينات من اي حجم فان:

مجموع مربع انحرافات الخطأ = مجموع مربع انحرافات ص $(1-c^2)$ (المعادلة (11:7)).

6:7 افتراضات تحليل الارتباط والانحدار

عندما نقوم بحساب خط الانحدار فاننا نهتم بالاسئلة التالية:

1- هل المتغيرات التي نريد ايجاد معامل الارتباط بينها مقاسة على مقياس نسبة او مقياس مسافات؟

2- هل العلاقة بين المتغيرين خطية؟

من اجل حساب معامل الانحدار فان المتغيرين يجب ان يصنفا ضمن مقياس مسافات او مقياس نسبة، ولكن مع تحقق ذلك، فان الارتباط بين المتغيرين يجب ان يكون خطياً، لان عدم وجود علاقة خطية يجعل حساب خط الانحدار ليس له معنى. وبالتالي فاننا بحاجة الى استخام معادلات رياضية اخرى بالاضافة الى الخط المستقيم، عندما نقوم بحساب معامل الارتباط فان هذا المعامل يعتبر تقدير لمعامل الارتباط في المجتمع وذلك اعتماداً على نتائج العينة، فاذا كان بالامكان تضمين جميع الافراد في الدراسة، فاننا نستطيع حساب خط الانحدار والذي يصف الارتباط بين المتغيرين في المجتمع وهذا يسمى بخط انحدار المجتمع وهذا يسمى بخط انحدار المجتمع وهذا والذي المعامل الارتباط بين المتغيرين في المجتمع وهذا المعلى المحتمع وهذا المعلى المحتمع وهذا المعلى المحتمع وهذا المحتماء المحتم

ان خط الانحدار الحقيقي لا يمكن معرفته اذا تم حساب معادلة خط الانحدار بالاعتماد على العينة، وكذلك اين يقطع الخط المحور الصادي حقيقة.

هناك افتراضات اخرى تتعلق بمعامل الانحدار هى:

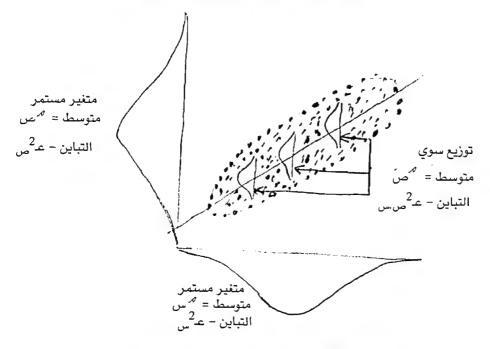
أ- ان الاخطاء موزعة توزيعاً سوياً بمتوسط يساوي صفر وتباين يساوي $^2_{\text{oum}}$ $^2_{\text{oum}}$ ($\sigma^2_{\text{y.x}}$). فلو اخذنا على سبيل المثال الذين حصلوا على علامة معينة على متغير مفهوم الذات، فهل نتوقع ان نكون قادرون على التنبؤ بالضبط ما سيكون عليه تحصيل هؤلاء الافراد؟ ان الاحتمال ان لا نكون قادرون على ذلك، حتى وان كان هناك ارتباط قوي بين المتغيرات، ولكن ليس تاماً. فاذا نظرنا الى الافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالى، فاننا قد نجد أن تحصيل بعض الافراد عالى والبعض الاخر تحصيلهم متدنى والبعض الاخر

تحصيله متوسط، اي ان هناك توزيعات لعلامات الطلبة على متغير التحصيل لكل قيمة من قيم متغير مفهوم الذات، ولذلك من اجل فحص الفرضيات فاننا بحاجة الى الافتراضات التي تشير الى ان لكل درجة من درجات متغير مفهوم الذات(س)، فان التوزيع للعلامات او الدرجات التي تعكس تحصيل الطلبة (ص) يتصف بالسواء، وأن جميع هذه التوزيعات تتضمن نفس التباين، اي ان التباين نفس الشيء للافراد الذين يتمتعون بمفهوم ذات عالى ومفهوم ذات متوسط ومفهوم ذات منخفض.

وبمعنى آخر ان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ هو نفس الشيء بالنسبة لكل قيمة من قيم س، مثل هذا الاقتراض يشير الى ما يسمى بتكافؤ الاختلاف Homoscedasticity، اي ان لكل قيمة من قيم س، قيمة تنبؤية التنبؤية لـ ص تقع على خط الانحدار.

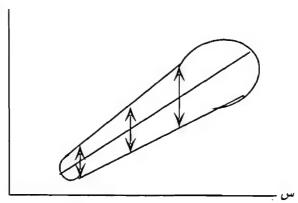
فاذا افترضنا ان هناك عدد كبير من ازواج الملاحظات (ص ، س)، وان جميع الافراد يمتلكون نفس القيمة على المتغير س ولكن قيم مختلفة على المتغير ص، فان هناك توزيع لدرجات الخطأ حول القيمة المتنبأ بها.

إن توزيع الاخطاء لقيمة س المحددة وكذلك توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س يفترض انه يتصف بالسواء. وتوزيع هذه الاخطاء موضح في الشكل (9:7).



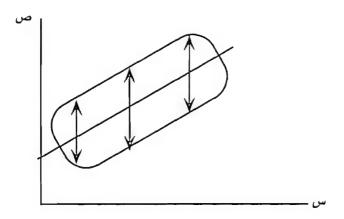
الشكل (9:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

كذلك يبين الشكل (10:7) والشكل (11:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س. اذ ان الشكل (10:7) يشير الى ان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ ليس متساوي بالنسبة لكل قيمة من قيم س.



الشكل (10:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

بينما في الشكل (11:7) فان التباين بالنسبة لخطأ التنبؤ متساوي او نفس الشيء لكل قيمة من قيم س.



الشكل (11:7) توزيع الاخطاء لكل قيمة من قيم س

ب- ان الاقتراض الذي نحتاجه لتحليل الانحدار الخطي هو ان جميع الملاحظات تم اختيارها بشكل مستقل. وهذا يعني ان تضمين فرد واحد في العينه يجب ان لا يؤثر على احتمال تضمين افراد آخرين في العينة، بالاضافة الى ذلك وكما اشرنا سابقاً فان التباينات متساوية ومساوية ع صس.

7:7 مربع معامل الارتباط كقياس للتغاير او التباين المشترك المتنبأ به

إن التباين في قيم صحول خط الانحدار والذي يدعى بخطأ التنبؤ يقاس بواسطة الخطأ المعياري للتقدير والذي يعبر عنه بالمعادلة التالية والتي اشرنا اليها سابقاً.

$$\frac{2}{3} - \frac{1}{1}$$

إن الحد الاقصى لخطأ التنبؤ يكون موجود عند ما تكون قيمة ر= صفر والذي يكون فيه قيمة ع $_{mod}$ = 3_{mod}

إن خطأ التنبؤ يعتمد على قيم ر . هذا ويبين الجدول (3:7)حجم خطأ التنبؤ لقيم (ر) المختلفة.

الجدول (3:7) التفسيرات المختلفة لقيم ر عند المستويات المختلفة لمعاملات الارتباط

ع ص س ع ص	ال س ص
صفر	l
0.31	0.95
0.44	0.90
0.53	0.85
0.60	0.80
0.66	0.75
0.71	0.70
0.76	0.65
0.80	0.60
0.84	0.55
0.87	0.50
0.89	0.45
0.92	0.40
0.94	0.35
0.95	0.30
0.97	0.25
0.98	0.20
0.99-	0.15
0.99+	0.10
1-	0.05
1+	صفر

يتضح من الجدول (3:7) ان حجم خطأ التنبؤ ينخفض بشكل بطيء عندما يبتعد حجم معامل الارتباط عن الصفر، فعلى سبيل المثال عندما يصل معامل الارتباط الى 0.50 فان الخطأ المعياري للتقدير يساوي 87% من الحجم الذي يجب ان يكون عليه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر، اي ان حجم خطأ التنبؤ انخفض فقط 13% عندما اصبح معامل الارتباط يساوى 0.50.

هذا ويجب مالحظة ان تغيير حجم معامل الارتباط من 0.20 الى 0.30 الى التخفيض في خطأ التنبؤ 0.03 فقط (اي من 0.98 الى 0.95)، بينما عندما تغير حجم معامل الارتباط من 0,80 الى 0,90 فان عملية التخفيض في خطأ التنبؤ بقيت 16% (اي من 0.60 الى 0.64). وهذا يعني ان التغير في حجم معامل الارتباط له تأثير كبير عندما يكون معامل الارتباط منخفض. ان النسبة يكون معامل الارتباط منخفض. ان النسبة $\frac{3}{2}$

وعند الحديث عن نسبة التباين في (ص) والمرتبطة بالتباين في (س)، فاننا نتحدث عن التغاير في ص والذي يمكن ان يعزى الى التغاير في (س). هذا ويفترض ان تكون هناك درجة معينة من العلاقة بين (س) و (ص)، وإن ص تأخذ قيماً مختلفة وذلك بالاعتماد فيما اذا كانت القيمة س المرتبطة بها عالية او متدنية.

إن التباين الكلى في ص يتضمن مصدران من مصادر التباين هما.

الأول: التباين في (ص) والذي يرتبط او يعزى الى الضروق في (س) $\{ (مجموع مربع) \}$.

الثاني: التباين في (ص) والذي هو موجود في الاساس في (ص)، وبالتالي فانه مستقل عن التغاير في (س).

إن انحرافات العلامات (ص) عن متوسطها = (ص - ص) + ص - ص

إن (ص - ص) يقيس التباين الكلي بين الدرجات على المتغير (ص)، وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على عددها فاننا نحصل على المعادلة (14:7) التالية:

المعادلة (14:7)

$$S_y^2 = \frac{\sum (y - \overline{y})^2}{v}$$
 $\frac{\sum (y - \overline{y})^2}{v}$ $\frac{2(\overline{y} - \overline{y})^2}{v}$

اما بالنسبة لـ (ص - ص) فهي عبارة عن الانحرافات لدرجات (ص) حول قيم (ص) المتنبأ بها . اي التباين في (ص) والمستقل عن الفروق في قيم (س). وعندما يتم تربيع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على (ن) فاننا نحصل على ما يسمى بالتباين المشترك (التغاير) والذي يعبر عنه بالمعادلة (15:7) التالية:

المعادلة (15:7):
$$S_{y,x}^2 = \frac{\sum (Y - Y')^2}{\sum_{\omega = 0}^2} = \frac{\sum (Y - Y')^2}{\sum_{\omega = 0}^2}$$

ان التباين المشار اليه في هذه المعادلة عبارة عن التباين في ص والمستقل عن الفروق في س، وهذه القيمة هي مربع الخطأ المعياري للتقدير.

وفيما يتعلق بـ (ص - ص) فانه يقيس التباين في قيمة ص المتنبأ بها حول متوسط (ص) او التغاير في (ص) والمرتبط في الفروق في (س)، وعندما يتم ايجاد مربع هذه الانحرافات وجمعها وتقسيمها على ن فاننا نحصل على المعادلة (16:7) التالية:

المعادلة (16:7):
$$3 = \frac{2}{0} = \frac{2}{0}$$

هذا ولا بد من الاشارة هنا الى انه اذا كان معامل الارتباط يساوي صفر، فإن القيمة التنبؤية للمتغير (ص) تساوي متوسط ص بغض النظر عن قيم (س) والتي من خلالها نقوم بعملية التنبؤ. اي انه لا توجد اي قيمة من قيم ص ترتبط بالتباين في س.

في الجانب الآخر اذا كانت قيمة (ر) تساوي (1) فإن قيمة (ص) المتنبأ بها (ص) تساوي القيمة الحقيقية (ص)، وبالتالي فإن كل قيمة من قيم (ص - $\overline{\omega}$) سوف تصبح (ص - $\overline{\omega}$)، وان 3^2 $\overline{\omega}$ تصبح 3^2 $\overline{\omega}$. وهذا يعنى ان جميع التباينات في (ص) ترتبط في التغاير في (س). ولذلك (c^2) تدعى بمعامل الاتحاد Coefficient of determination والذي هو عبارة عن نسبة التباين في (ص) والتي تعزى الى التغاير في (س)، لذلك اذا كانت قيمة c^2 $c^$

وعند الحديث عن تحليل التباين الاحادي، فاننا نستخدم مجموع الانحرافات الكلي (SS_T) والذي هو عبارة عن مج $(ص - \overline{\omega})^2$ وذلك لقياس ميل البيانات الى التجمع حول المتوسط. فاذا كانت هذه القيمة عالية، فإن البيانات تتضمن تباين كبير ولا تتجمع حول المتوسط.

وفي حالة نموذج الانحدار الخطي البسيط، فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير (ص) يساوي مجد (ص - ص 2 [SS $_y = \Sigma (Y - \overline{Y})^2$] ويتم حسابه بنفس الطريقة التي يحسب فيها التباين الكلي في قيم المتغير التابع. ولذلك فان مجموع مربع الانحرافات للمتغير ص = التباين الكلي للبيانات المتعلقة بالمتغير التابع.

وعند مقارنة مجموع مربع انحرافات الخطأ (SS_E) بالتباين الكلي (SS_{yT}) فاننا نستخدم النسبة التالية:

والسؤال الذي يطرح هنا ماذا يحدث اذا كانت قيم (ص) الحقيقية مساوية لقيم (ص) المتبأ بها (ص)؟ اذا كان ذلك قد تحقق، فإن مجموع مربع انحرافات الخطأ يساوي صفر ومعامل الارتباط يساوي +1 او 1، وبالتالي النموذج يفسر 100% من التباين الكلي. اي ان التباين غير المفسر يساوى صفر.

ان مجموع مربع انحرافات الخطأ يعبر عنه من خلال المعادلة (17:7) التالية:

المعادلة(17:7):

$$SS_E = SS_Y - \frac{(SS_{XY})^2}{SS_X}$$

وان قيمة ر² يعبر عنها من خلال المعادلة(18:7) التالية:

المعادلة(18:7):

$$r^2 = \frac{SS^2_{xy}}{SS_X SS_y}$$

 $_{\rm c}^{2}=rac{{
m apaga}}{{
m apaga}}$ مجموع مربع انحرافات الخطأ مجموع مربع انحرافات ص الكلي

$$r^2 = \frac{SS_y - SS_E}{SS_y}$$



وكنتيجة لذلك فإن (2^{2}) تفسر كقياس للتباين المفسر في المتغير التابع باستخدام النموذج الخطى البسيط.

اسئلة الفصل السابع

سا: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يبرهن على انه هناك ارتباط ايجابي بين الاتجاه عند الطلبة نحو الرياضيات والتحصيل وذلك عند عينة مؤلفة من (8) طلاب من طلبة الصف السابع. وقد قام الباحث بتطبيق مقياس يقيس الاتجاهات نحو الرياضيات واختبار آخر يقيس التحصيل في الرياضيات على العينة وحصل على البيانات التالية:

الدرجة على اختبار التحصيل في الرياضيات	الدرجة على مقياس الاتجاهات	الافراد
80	70	1
85	75	2
55	60	3
45	40	4
79	80	5
90	88	6
57	55	7
92	90	8

المطلوب:

- أ- جد معامل الارتباط بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل في الرياضيات.
- ب هل هناك ارتباط ايجابي ذا دلالة بين الاتجاه نحو الرياضيات والتحصيل؟
- ج- افحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان معامل الانحدار بالنسبة للمجتمع يساوى صفر.
 - د- جد فترة الثقة.
- س2: على فرض ان احد الباحثين طبق اختبار في المفردات واختبار اخر في التعبير الشفوي على عينة من (40) طالباً من طلبة الصف السادس الاساسي، ثم طبق عليهم بعد خمسة شهور اختبار في التحصيل القرائي، وحصل على معاملات الارتباط التالية:

التحصيل القرائي	التحصيل في المفردات	التحصيل في التعبير الشفوي
التحصيل القرائي	0.75	0.70
التحصيل في المفردات		0.80

التحصيل في التعبير الشفوي

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير الى ان التحصيل في المفردات والتعبير الشفوي يتساويان من حيث قدرتهما على التنبؤ في التحصيل القرائي $(\alpha)=(0.05)$.

س3: اراد باحث ان يجد العلاقة بين التوتر عند عينة من طلبة الجامعة. فاختار عينة من طلبة الجامعة مؤلفة من (7) افراد، وطبق عليهم اختبار يقيس التوتر، ثم حصل على معدلاتهم التراكمية. فاذا كانت البيانات على النحو التالي:

المعدل التراكمي (ص)	الأداء على مقياس التوتر (س)	الافراد
80	50	1
85	40	2
60	70	3
55	80	4
75	60	5
55	90	6
90	40	7

المطلوب:

أ- جد معامل الارتباط بين التوتر والتحصيل

ب - جد معادلة خط انحدار ص بدلالة س

ج - جد معادلة خط انحدار س بدلالة ص

د - جد خطأ التنبؤ او الخطأ المعياري للتقدير وذلك للتنبؤ بص من خلال س.

هـ- ارسم خط انحدار ص بدلالة س

و- ارسم خط انحدار س بدلالة ص

س4: يعتقد احد الباحثين ان العلاقة بين الدافعية والتحصيل في العلوم تختلف باختلاف الجنس، فاختار عينة مؤلفة من (50) ذكراً و (50) انثى، ثم طبق على كل مجموعة

اختباراً يقيس الدافعية واختباراً يقيس التحصيل في العلوم. ووجد ان معامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الذكور يساوي 0.75 بينما عند الاناث يساوي 0.80.

المطلوب: فحص الفرضية الصفرية التي تشير الى عدم وجود فرق بين معامل الارتباط بين الدافية والتحصيل عند الذكور ومعامل الارتباط بين الدافعية والتحصيل عند الاناث.

الفصل الثامن

الفرضيات

- 1:8 مقدمة
- 8: 2 انواع الفرضيات
- 8: 3 الأخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات
- 8: 3: 1 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة)
 - (β) احتمال االوقوع في الخطأ من النوع الثاني (β)
 - 8: 3: 3 لماذا لا نقبل بالفرضية الصفرية
 - (P-valne) مستوى الدلالة (α) مقابل قيمة الاحتمالية
 - اسئلة على الفصل الثامن

الفرضيات Hypotheses

1:8 مقدمة

إن الباحث في الدراسات المسحية والوصفية يحاول وصف ظاهرة ما للتعرف على خصائص المجتمع الذي تناولته دراسته، واحيانا يحاول الباحث عقد مقارنات مثل اداء مجموعتين من الافراد لمعرفة ما اذا كانت هناك فروق جوهرية بين المجموعتين نتيجة لتعرض احداهما لمعالجة ما والاخرى لم تتعرض لمثل هذه المعالجة، فعلى سبيل المثال اذا كان لطريقة التدريس اثر على التحصيل لدى طلبة الصف الاول الابتدائي فان عينة الافراد الذين درسوا بالطريقة الجديدة يجب ان يظهروا اداء افضل من اداء المجتمع الذي لم يدرس بالطريقة الجديدة، والفرق بين اداء العينة واداء المجتمع يشير الى ان طريقة التدريس الجديدة فعالة ولها تأثير على تحصيل طلبة الصف الاول الابتدائي، ولكن اذا كان اداء افراد العينة متدني بالمقارنة مع اداء المجتمع فاننا قد تقترح ان لا نستخدم هذه الطريقة في التدريس. وعدم وجود فرق بين العينة التي درست بالطريقة الجديدة والمجتمع قد يزودنا بمعلومات متنوعة. فقد تكون الطريقة ليس لها تأثير او ربما لها تأثير لكنه لم يظهر في هذه الدراسة.

ان البحث عادة ما يكون مصمم للاجابة عن سؤال محدد وذلك كما في مثالنا السابق هل استخدام طريقة المناقشة في التدريس تؤدي الى زيادة في التحصيل المدرسي؟ ان الاجابة على هذا السؤال يدعى بالفرضية. وهناك فرضيات متعلقة بمتوسط او متوسطين او اكثر، وفرضيات متعلقة بنسبة مئوية او معاملات ارتباط بين متغيرين او اكثر، ولكننا في هذا الكتاب سنكتفى بفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط ومتوسطين فقط.

2:8 انواع الفرضيات

يمكن تقسيم الفرضيات الى قسمين هما:

1- الفرضيات الصفرية Null Hypothese

وهي الفرضية التي تشير الى عدم وجود فروق بين المجموعات اذ ان متوسط مجتمع ما على ظاهرة يساوي قيمة محددة، كأن تقول بأن متوسط المقبولين في الجامعة الاردنية في امتحان الثانوية العامة يساوي (85) او ان متوسط تحصيل الذكور يساوي متوسط تحصيل الاناث وعادة تصاغ الفرضية الصفرية على النحو الآتى. مثال ذلك:

______ الفرضيات

لا يوجد فروق ذات دلالة احصائية (α = 0,0) بين متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بطريقة المناقشة والذين درسوا بالطريقة العادية ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو التالى:

$$\mu_1 - \mu_2 = zero$$
 $= \omega_2 \mathcal{N} - \omega_1 \mathcal{N}$

حيث: ١٨ : تشير الى متوسط المجموعة الاولى

 $_2$: تشير الى متوسط المجموعة الثانية

مثال آخر: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية للعام الدراسي (2005) = (3.4 نقطة) وبالرموز

Ho:
$$\mu_1 = 3.4$$
 j $3.4 = .20$

$$\mu_1 - 3.4 = zero$$
 = 3.4 - \mathcal{N}

2- الفرضية البديلة او البحثية Alternative or Research Hypothesis

يشير هذا النوع من الفرضيات الى التنبؤ بالنتائج. اذ يفترض الباحث ان هناك فروقاً بين المجموعات الداخلة في المقارنة. وتقسم الفرضيات البديلة الى قسمين:

ا- الفرضية البديلة عديمة الاتجاه: Non-Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذا النوع من الفرضيات الى وجود فروق بين مجموعتين او اكثر ولكن لا يحدد اتجاه هذه الفروق اي لصالح من. مثال ذلك: يوجد فروق ذات دلالة احصائية في متوسط المهارات الحركية بين الذكور والاناث ويمكن التعبير عنها بالرموز على النحو التالى:

Ha:
$$\mu_1 \neq \mu_2$$
 $2^{\mathcal{N}} \neq 1^{\mathcal{N}}$ $\mu_1 - \mu_2 \neq zero$ $2^{\mathcal{N}} - 1^{\mathcal{N}}$

مثال آخر على فرضية متعلقة بمتوسط واحد: ان متوسط المعدل التراكمي لخريجي كلية العلوم التربوية لا يساوى 3.4 نقطة وبالرموز:

Ha:
$$\mu \neq 3.4$$
 3.4 $\neq \mathcal{N}$

$$\mu$$
 - 3.4 ≠ zero \neq 3.4 - \mathcal{N}

ب- الفرضية البديلة المتجهة: Directional Hypothesis

يشير الباحث في هذه الفرضية الى وجود فروق مثلاً بين المجموعات لصالح مجموعة دون مجموعة اخرى مثال ذلك:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين يدرسون بطريقة المناقشة أعلى من متوسط الطلبة الذين يدرسون بالطريقة العادية او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اقل من متوسط الطلبة الذين درسوا بالطريقة (ب).

ويمكن التعبير عن هذه الفرضية بالرموز على النحو الآتي:

Ha: $\mu_1 > \mu_2$ فرضية بديلة متجهة $\alpha_1 < \alpha_2$

Or Ha: $\mu_1 - \mu_2 > zero$ حصفر $\sim \infty$

ومن الامثلة الاخرى على الفرضية المتعلقة بمتوسط واحد الفرضية التالية:

ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (أ) اعلى من 75.

او ان متوسط تحصيل الطلبة الذين درسوا بالطريقة (س) اقل من (80)، ويمكن التعبير عن هذه الفرضيات بالرموز على النحو الآتى:

Or Ha: μ - 75 > zero > 75 - Δ

ان الباحث يختبر الفرضية الصفرية وليس الفرضية البديلة او البحثية ولهذا تسمى الفرضية الصفرية بالفرضية الاحصائية. فاذا كانت الفروق بين المجموعات كبيرة اي جوهرية، فان الباحث يرفض الفرضية الصفرية، واذا رفضت الفرضية الصفرية فنكون قد دعمنا الفرضية البديلة اي البحثية بطريقة غير مباشرة اما اذا كانت الفروق بين المجموعات الداخلة في المقارنة قليلة وليست جوهرية يمكن ان تكون قد حدثت نتيجة للصدفة، فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية وبالتالي لا تدعم الفرضية البديلة.

3:8 الاخطاء المتعلقة باختبار الفرضيات

إن البحث يصمم للاجابة عن سؤال الدراسة، وذلك عن طريق اما دعم او الفشل في دعم الفرضية البديلة، ولأنه من الصعب التأكد من صحة التحليل الاحصائي، فإن الباحث احيانا يرفض الفرضية الصفرية على الرغم من انها في الواقع صحيحة وهذا يحدث عندما يجد الباحث بيانات في الدراسة تقترح بأن هناك فروقاً بين المجموعات في الوقت

الذي لا توجد فيه فروق حقيقية. واحيانا اخرى نفشل في ايجاد فروق في الوقت الذي تكون هناك فروقاً حقيقية بين المجموعات.

وبناء على ذلك فاننا عندما نتخذ قراراً برفض او عدم رفض الفرضية الصفرية فان هناك اربع احتمالات لهذا القرار.

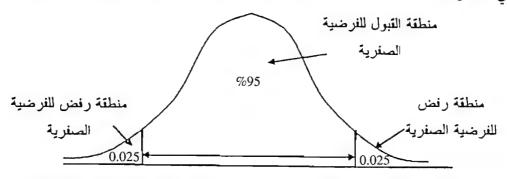
- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في واقع الامر صحيحة اي انه لا يوجد فروق بين المجموعات ويسمى هذا بالخطأ من النوع الاول (Type I error) ويرمز له بالفا (α).
- 2- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي خطأ اي ان الباحث فشل في اكتشاف فروقاً بين المجموعات عندما يكون هناك فروقاً موجودة في الواقع. وهذا يسمى بالخطأ من النوع الثانى (Type II error) ويرمز له ببيتا (β).
- 3- احتمال قبول الفرضية الصفرية وهي صحيحة، ففي هذه الحالة فان الباحث لم يكتشف وجود فرق بين المجموعات والتي في الواقع لا توجد بينها فروق وهذا ما يدعى بمستوى الثقة ويساوي $(\alpha 1)$.
- 4- احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي في الواقع خطأ، اي ان الباحث توصل الى وجود فرق ذا دلالة احصائية وحقيقي بين المجموعات الداخلة في المقارنة ويسمى هذا بقوة الاختبار الاحصائى (Power of the Test) ويساوى $(1-\beta)$.

فنحن عندما نتخذ قراراً برفض او قبول الفرضية الصفرية يحتمل ان نكون قد وقعنا في نوعين من الخطأ: الخطأ من النوع الأول (α) او الخطأ من النوع الثاني (β) وينظر عادة للخطأ من النوع الثاني على أنه اقل خطورة من الخطأ من النوع الأول. لأنه اذا كانت الفروق موجودة حقيقة ولكن لم يتم التعرف عليها في مشروع البحث فإن الاستمرارية في البحث سوف تؤدي الى اكتشاف الاختلاف مثال ذلك اتهام شخص غير مذنب بأنه مذنب أخطر من الوصول الى قرار بأن الشخص غير مذنب مع انه في الواقع مذنب.

1:3:8 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول (مستوى الدلالة α):

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الأول يدعى ألفا (α) ومستوى ألفا عادة ما يكون محدد. وفي العلوم السلوكية والاجتماعية، فإن الاحتمال المقبول للوقوع في الخطأ من النوع الاول هو عند مستوى $(\alpha) = 0.05$ أو $(\alpha) = 0.01$ ، أي ان الفرق بين المجموعات بالصدفة $(\alpha) = 0.05$ وإن الفرق بهذا المدى يشار اليه على انه ذا دلالة.

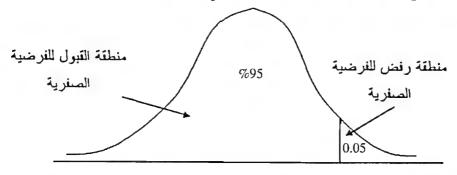
ان تحديد المنطقة التي على أساسها نقبل أو نرفض الفرضية الصفرية كما هو واضع في الشكل (1:8):



شكل (1:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة عديمة الاتجاه

وبالتالي اذا كانت القيمة المستخرجة من المعادلة تقع في المنطقة الحرجة، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ويسمى الاختيار ذو نهايتين (two - tailed test)

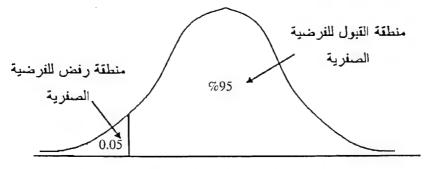
اما اذا كانت الفرضية البديلة ذات اتجاه واحد ويشير هذا الاتجاه الى اعلى من. فان منطقة الرفض تقع على اليمين وذلك كما هو مبين في الشكل (2:8):



شكل (2:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (اعلى من)

وبناءً على ذلك فان (α) لا تقسم على 2 ، ويسمى الاختبار في مثل هذه الحالة اختبار ذو نهاية واحدة (One-tailed test).

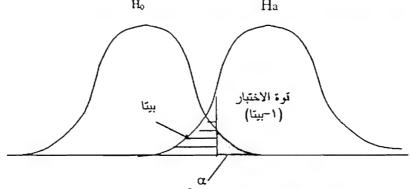
ونرفض الفرضية الصفرية اذا كانت قيمة الاختبار الاحصائي تقع في منطقة الرفض او بمعنى اخر اذا كانت القيمة الاحتمالية المرتبطة بقيمة الاختبار الاحصائي اقل من 0.05، اما اذا اشارت الفرضية البديلة الى اقل من. فان منطقة الرفض تكون على اليسار وذلك كما هو موضح في الشكل (3:8):



شكل (3:8): منطقة الرفض للفرضية الصفرية عندما تكون الفرضية البديلة (اقل من)

2:3:8 احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني :

ان احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني يسمى بيتا (β) ، إن عكس بيتا يدعى بقوة الاختبار ويتم حسابه عن طريق $(1-\beta)$. وبشكل عام فان الباحث يرغب في تصميم دراسة بدرجة عالية من القوة وتتضمن قيمة منخفضة لـ (β) . وهناك ارتباط بين (β) و (α) من جهة وقوة الاختبار الاحصائي من جهة اخرى. فاذا زاد احدهما فان الاخر ينقص. ويبين الشكل (4:8) العلاقة بين كل من (β) و (α) وقوة الاختبار الاحصائى.



شكل (4:8): العلاقة بين كل من (β) و (α) وقوة الاختبار الاحصائى

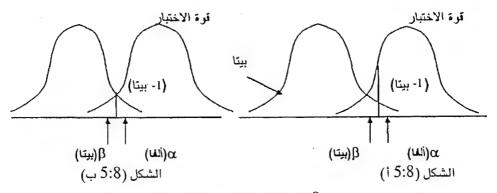
ان التوزيع الموجود على اليسار بالنسبة للشكل (4:8) يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية الصفرية صحيحة، بينما التوزيع الموجود على اليمين يمثل توزيع الدرجات عندما تكون الفرضية البديلة صحيحة. فاذا اخذنا بالنسبة لمعامل الذكاء للعينة والتي أخذ معامل ذكاءها في فترة معينة نظراً لتوفر عدد معين من الطلاب في الجامعة، فإن التوزيع الموجود على اليسار يمثل توزيع درجات معامل الذكاء بالنسبة للمجتمع العام. وهذا التوزيع يتضمن الطلبة الذين درسوا في الفصل الصيفي اذا كانوا لا يختلفون عن المجتمع العام (مجتمع الطلبة جميعهم).

اما بالنسبة للتوزيع الموجود على اليمين، فانه يمثل درجات معامل الذكاء للذين درسوا في الفصل الصيفي، مفترضين ان درجات معامل الذكاء لهؤلاء الطلبة اعلى من متوسط معاملات الذكاء للمجتمع ككل.

اما بالنسبة للمنطقة المظللة فانها تمثل قيمة α والتي تمثل اعلى 5% من التوزيع للفرضية الصفرية، فاذا كان متوسط العينة كبير جداً بحيث يقع في اعلى 5% بالنسبة لتوزيع الفرضية الصفرية، فاننا نقول ان متوسط العينة لا ينتمي الى ذلك التوزيع وبالتالي نرفض الفرضية الصفرية.

اما بالنسبة للمنطقة المخططة من توزيع الفرضية البديلة والواقعة الى يسار α فانها تمثل بيتا (β). وهذا هو احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الثاني. فاذا كان المتوسط صغير جدا بحيث يقع في منطقة الرفض، ولكن حقيقة لا ينتمي الى مجتمع آخر، فانه سيقع في منطقة (β)، ولذلك فان الباحث سوف يفشل في رفض الفرضية الصفرية حتى لو كان ذلك خطأ، وبالتالي يقع في الخطأ من النوع الثاني.

اذا نظرنا الى الشكل (4:8) فان القوة تزداد بنقصان قيمة بيتا، وقيمة بيتا تقل عن طريق زيادة قيمة α. ولكن زيادة قيمة (α) ليس بديل واقعي. وللتعامل مع هذه المشكلة فان الباحث قد يتعامل مع التوزيع العيني للمتوسطات. هذا ولا بد من ان نشير هنا الى ان قوة الاختبار لها علاقة بحجم العينة. فاذا زادت حجم العينة (اي انه اذا كان حجم العينة كبيراً) فان القوة سوف تزداد والعكس هو الصحيح وذلك كما هو موضح في الشكل رقم (5:8) و (5:8 ب).



العلاقة بين كل من α و β من جهة والقوة عندما يكون التباين مختلف

اذا افترضنا ان حجم العينة قليل وقيمة (α) قليلة كما هو ملاحظ في الشكل (5:8 أ)،

______ الفرضيات

فان قيمة بيتا (β) سوف تكون كبيرة، وذلك لأن التباين كبير بين العينة والمجتمع، وبالتالي القوة منخفضة. ولكن اذا زدنا حجم العينة وقيمة (α) فاننا نلاحظ من خلال الشكل (5:8 ب) ان قيمة بيتا تقل وبالتالي يؤدي ذلك الى زيادة قوة الاختبار (1- بيتا). وهذا له علاقة بالتباين بين العينة والمجتمع، فكلما زاد حجم العينة كلما كان هناك احتمال اقل لأن يقترب تباين العينة من تباين المجتمع، وبالتالي القرار المتعلق برفض الفرضية الصفرية عندما تكون خطأ يكون اقوى اذا كانت الفرضية الصفرية خطأ في الواقع.

3:3:8 لماذا لا نقل بالفرضية الصفرية؟

قد يتساءل البعض لماذا نقول اننا فشلنا في رفض الفرضية الصفرية بدلا من القول اننا قبلنا بالفرضية الصفرية.

ان النتائج التي حصلنا عليها لم تحدث بالصدفة، ولكن اذا رفضنا الفرضية الصفرية فماذا يعنى ذلك؟

ان الفرضية الصفرية تشير الى انه لا يوجد فرق ذات دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع، فاذا لم ومتوسط المجتمع اذا كنا مهتمين بالفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع، فاذا لم نرفض الفرضية الصفرية فهل هذا يعني ان متوسط العينة يساوي متوسط المجتمع؟

الاجابة على ذلك ليس بالضرورة. فعندما نفشل في رفض الفرضية الصفرية فانك فشلت في الحصول على فرق ذا دلالة احصائية، ولكن لا يعني انك وجدت ان هناك تساوي.

هناك العديد من الاسباب التي قد تؤدي الى الفشل في ايجاد فرق (اي الفشل في رفض الفرضية الصفرية)، فقد يكون هذا راجع الى ان الباحث قد وقع في الخطأ من النوع الثاني، او ان طريقة جمع البيانات او الادوات المستخدمة لم تكن حساسة بدرجة كافية نستطيع من خلالها ان نكتشف الفرق، او ان العينة قد قصد من اختيارها ان لا تختلف عن متوسط المجتمع، او ان هناك متغيرات اخرى قد اثرت على الدراسة (متغيرات دخيلة) وادت الى اختلاف النتائج عن التوقع الذي حدده الباحث.

ان اي سبب من الاسباب السابقة قد يؤدي بالباحث الى الوقوع في الخطأ من النوع الثاني، وبالتالي الفشل في رفض الفرضية الصفرية بينما هي في الواقع خاطئة. وبالطبع هناك احتمال اخر للفشل في رفض الفرضية الصفرية وذلك لان الفرضية الصفرية في الواقع صحيحة.

كيف يمكن ان نعرف فيما اذا كانت الفرضية الصفرية صحيحة.

اننا لا نستطيع الاجابة، وبالتالي فان هناك خطر في قبول الفرضية الصفرية على انها صحيحة في الوقت الذي لا نكتشف وجود فروق حقيقية. ونفس الشيء فإن هناك خطورة في التنبؤ بانه لا توجد فروق بين العينة والمجتمع.

اذا توصلنا من نتائج الدراسة الى عدم وجود فرق، فإننا لا نستطيع ان نعرف من خلال دراسة واحدة هل هذا راجع الى ان تنبؤ الباحث ليس دقيقاً، او لانه وقع في الخطأ من النوع الثاني. وبالتالي قد تكون هناك حاجة لاجراء بحوث اخرى.

اذا وجد الباحث اثباتات تؤدي به الى رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة، فكم هذا الدعم؟ ان الدعم للفرضية البديلة يشير الى ان الفرق كبير جداً، بحيث انه لم يحدث بالصدفة. واذا لم يحدث الفرق بالصدفة، فلماذا حدث؟ ان عملية توضيح الفرق من مسؤولية الباحث، فقد يجري باحثان نفس الدراسة ويتوصلا الى وجود فرق ولكن كل منهما قد يعطي تفسيراً مختلفاً، ولا يوجد عند اي منهما ثقة كبيرة بأن تفسير النتائج صحيح.

إن رفض الفرضية الصفرية ودعم الفرضية البديلة يؤدي الى زيادة الثقة بالنتائج التي تم التوصل اليها، ولكن ليس في التفسير الذي قدم، فالتفسير يمكن ان يكون صحيحاً ويمكن ان يكون عير صحيحاً. ان التفسير الصحيح ينبثق فقط بعد ان يقوم الباحثين الاخرين بتصميم بحوث باهتمام اكثر.

4:3:8 مستوى الدلالة (α) مقابل قيمة الاحتمالية (P - value)

كما اشرنا سابقاً فان الفا (α) عبارة عن احتمال رفض الفرضية الصفرية وهي صحيحة. واننا نرفض الفرضية الصفرية اذا كان المتوسط يقع في منطقة الرفض وذلك اعتماداً على مستوى الدلالة. كذلك على الباحث ان يختار القرار المتعلق بالمحك قبل اجراء الاختبار الاحصائي (وذلك عن طريق الاخذ بعين الاعتبار الخطأ الذي يرغب ان يقع فيه عند سحب العينة).

ان معظم الباحثين قد لا يشيرون الى مستوى الدلالة الذي يرغبون في استخدامه مسبقاً، اذ ان بعضهم قد لا يملك في ذهنه مستوى دلالة محدد ودقيق قبل فحص النتائج. وفي مثل هذه الحالة فانه يمكن الافتراض ان مستوى الدلالة ليس اكبر من 0.05، وهو المستوى المقبول على الاقل من قبل الدوريات التربوية والنفسية.

كذلك هناك العديد من الباحثين لا يشيرون الى مستوى الدلالة الذي اختاروه، وانما يشيرون الى قيمة الاحتمال (P-Value) مساوية او

. الفرضيات

اقل من مستوى الدلالة (α) فان نتائج العينة منحرفة بشكل كبير، مما يستدعي رفض الفرضية الصفرية.

ان الباحثين لا يشيرون دائماً الى قيمة الاحتمالية، وانما يشيرون فيما اذا كانت هذه الاحتمالية تقع عند مستوى الدلالة، ولكن اذا كانت النتائج ليست ذات دلالة، فان الباحث يشير الى ان الاحتمال يقع فوق النقطة الفاصلة (مستوى الدلالة).

ان الباحث قد يشير الى ان بعض النتائج ذات دلالة عند مستوى ($\alpha=0.001$)، والبعض عند مستوى ($\alpha=0.001$)، فهل يعني ان مستويات عند مستوى ($\alpha=0.001$)، فهل يعني ان مستويات الدلالة 0.001 ، و 0.001 و 0.005 ، قد استخدمت لتقييم ثلاثة نتائج؟ بالطبع لا، ولكن هذه طريقة لتقرير النتائج، فهناك احتمال ان يكون مستوى الدلالة في ذهن الباحث والذي يشار اليه بشكل ظاهري هو نفس الشيء بالنسبة للنتائج الثلاثة، على سبيل المثال 0.05.

اسئلة الفصل الثامن

س1: عدد انواع الفرضيات البديلة؟

س2: اكتب فرضية صفرية. وفرضية بديلة متجهة وفرضية بديلة غير متجهة.

س3: يعتقد عميد كلية بأن متوسط خريجي كليته لهذا العام أعلى من 83 أكتب فرضية صفرية وفرضية بديلة لهذه القضية.

س4: ما معنى الخطأ من النوع الاول والخطأ من النوع الثاني وايهما أهم ولماذا؟

س5: اعط امثلة على ما يلي:

أ - فرضية صفرية. ب - فرضية بديلة متجهة. ج - فرضية بديلة غير متجهة.

س6: بين منطقة الرفض ما اذا كانت على اليمين او اليسار في كل حال مما يلي:

أ- ان متوسط درجة ذكاء طلبة كلية ما اعلى من 110.

ب- إن معدل دخل الموظف الجامعي السنوي اكثر من 3600 دينار.

ج- ان متوسط معدلات الخريجين للعام الجامعي 2005 اقل من (3.1) نقطة.

د- ان متوسط اوزان الاطفال المولودين في شهر أيار اقل من 3 كغم.

س7: اوجد القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية عند استخدام اختبار (ت) تحت الشروط التالية:

نوع الفرضية البديلة	α قیمة	درجات الحرية
غير متجهة	0,01	4
متجهة	0,05	9
غير متجهة	0,10	17
غير متجهة	0,10	22
متجهة	0,005	28
متجهة	0,05	50

0 اذا اعطيت اي توزيع الى (ت). فلماذا تكون القيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة المتجهة (α = 0.0) مساوية للقيمة الحرجة لرفض الفرضية الصفرية مقابل البديلة غير المتجهة عندما تكون (α = 0.1).

س9: اي مما يلي يمكن ان يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية؟

أ- اختبار ذو اتجاه واحد او ذو اتجاهين.

 $..01 = \alpha$ او $\alpha = 0.01$

ج- عدد افراد العينة 144 ام عدد افراد العينة 444 .

س10: أ- إذا كانت α = 5.05) فما مستوى الثقة؟

ب- إذا كانت (β = 0.10) فما قوة الاختبار؟

		•

الفصل التاسع

التوزيع العينى للمتوسطات واختبار الفرضيات

- 9: 1 التوزيع العيني للمتوسطات
- 9: 2 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد
- 9: 2: 1 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوط واحد (عينه كبيرة)
- 9 : 2 : 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينه ذات حجم قليل)
 - 9: 3 اختبار الفرضيات التي تحتوى على عينتين او مجموعتين
 - 9: 3: 1 اختيار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين
 - 9: 3: 2 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.
 - 9: 4 فحص الفرضيات المتعقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة
- 9: 5 استخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لاختبار الفرضيات المتعلقة بعينة واحدة وعينتين.

اسئلة على الفصل التاسع

التوزيع العيني للمتوسطات واختبار الفرضيات Sample Distribution of the Mean and Testing Hypothese

1:9 التوزيع العيني للمتوسطات،

يمكن التأكد من التوزيع العيني للمتوسطات نظرياً وتجريبياً، ويتم التأكد نظرياً من التوزيع العيني باستخدام ما يسمى نظرية النهاية المركزية او النظرية الحدية المركزية . Central Limit Theorem

اذ تشير هذه النظرية الى انه اذا كان حجم العينة المسحوبة من المجتمع يساوي او اكثر من (30) فان التوزيع العيني يقترب من السواء، اما من الناحية التجريبية فانه يمكن تحديد التوزيع العيني للمتوسطات عن طريق سحب عينات مختلفة من المجتمع، فلو كان لدينا مجتمعاً مكوناً من خمسة افراد وكانت علامات هؤلاء الافراد كما يلى:

وسحبنا عينة من هذا المجتمع ذات حجم (2)، فان عدد العينات التي يمكن سحبها من هذا المجتمع وحجمها (2) تساوي (25) عينة. واذا ما حسبنا متوسط هذه العينات فان توزيع متوسط العينات يتصف بالسواء، وان شكل التوزيع العيني يعتمد على شكل توزيع المجتمع. ولو حسبنا متوسط متوسطات العينات فان هذا المتوسط يساوى متوسط المجتمع.

وبالرجوع الى البيانات السابقة فأن العينات والمكونة من (2) والتي تم سحبها من المجتمع ستكون على النحو الآتى:

المتوسط	العينات								
3.0	15	2.5	14	2.0	13	1.5	12	1.0	11
3.5	25	3.0	24	2.5	23	2.0	22	1.5	21
4.0	35	3.5	34	3.0	33	2.5	32	2.0	31
4.5	45	4.0	44	3.5	43	3.0	42	2.5	41
5.0	55	4.5	54	4.0	53	3.5	52	3.0	51

واذا ما جمعنا المتوسطات السابقة فان:

$$\frac{5 + \dots + 2,5 + 2 + 1,5 + 1}{25}$$
 = متوسط المتوسطات

3 =

اما بالنسبة لمتوسط المجتمع بالنسبة للبيانات السابقة فانه يساوي

$$\frac{5+4+3+2+1}{5} = \frac{5+4+3+2+1}{5}$$

اي انه اذا سحبنا جميع العينات المكنة من المجتمع فان متوسط متوسطات العينات يساوي متوسط المجتمع، وكذلك فان التباين لمتوسطات العينات يساوي تباين المجتمع،

ان العوامل التي تؤثر على شكل التوزيع العيني للمتوسطات تتمثل بالآتي:

1- شكل التوزيع بالنسبة للمجتمع.

2- حجم العينة.

فاذا كان التوزيع بالنسبة للدرجات الخام للمجتمع موزعاً توزيعاً سوياً، فان التوزيع العيني للمتوسطات سوف يكون سوياً بغض النظر عن حجم العينة، ولكن اذا كانت الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع ليست موزعة توزيعاً سوياً، فان شكل التوزيع العيني سوف يعتمد على حجم العينة، لذلك فان النظرية الحدية المركزية تشير الى انه مهما كان توزيع الدرجات الخام بالنسبة للمجتمع فان التوزيع العيني للمتوسطات سوف يقترب من السواء كلما زاد حجم العينة، فاذا كان حجم العينة يساوي او اكثر من (30)فان التوزيع العينى للمتوسطات سوف يقترب من السواء.

2:9 فحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد:

إن فحص الفرضيات يتضمن القيام باستدلال حول طبيعة المجتمع المدروس من خلال دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع.

لنفرض ان مدير تربية وتعليم في مدينة ما يدعي بان متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة الناجحين في منطقته يساوي 85 ($\mathcal{N}=85$). هذا الافتراض يعني ان نبرهن على صحته او خطأه، فلذا للتأكد من صحة او بطلان هذا الافتراض لابد لنا من دراسة عينة مختارة عشوائياً من هذا المجتمع ونفحص الفرق بين متوسط العينة (م) ومتوسط المجتمع (\mathcal{N}). فاذا كان الفرق بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع كبير نرفض الفرضية الصفرية وفي هذا تدعيم للفرضية البحثية او البديلة، اما اذا كان الفرق قليلاً فاننا لا نرفض الفرضية المحثية او البديلة، الما اذا كان المحثية او البديلة.

ولنفرض ان باحثاً اراد ان يختبر الفرضية الصفرية السابقة فاختار عشوائياً عينة مكونة من (50) خريجاً، فوجد ان متوسط معدلاتهم في الثانوية العامة (م = 83) بانحراف معياري يساوي (6) فهل الفرق بين المتوسط المفترض ($\mathcal{N} = 85$) والمتوسط الملاحظ او المحسوب (م = 83) فرق كبير يؤدي الى رفض الفرضية الصفرية وتدعيم الفرضية

البحثية او البديلة ام انه قليل يؤدي الى قبول الفرضية الصفرية والفشل في تدعيم الفرضية البديلة.

ان فحص الفرضيات بتضمن فحص الفروق بين ما هو مفترض وبين ما هو ملاحظ او محسوب من العينة وسيتم اتباع الخطوات التالية في فحص الفرضيات في هذا الفصل، اذ ان هناك اربع خطوات لفحص الفرضيات الصفرية هي الآتي:

1- وضع الفرضيات.

المعادلة (1:9):

- 2- وضع معيار رفض الفرضية الصفرية. (critcal Value (cv)
 - 3- حساب الاختبار الاحصائي الملائم.
 - 4- اتخاذ القرار بالنسبة للفرضية الصفرية.

1:2:9 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة كبيرة)

هناك العديد من الافتراضات التي لا بد من تحققها قبل استخدام هذا الاختبار وهذه الافتراضات تتمثل بالآتي:

- 1- ان يكون الانحراف المعياري للمجتمع معروف.
 - 2- ان يكون المجتمع الاصلى يتصف بالسواء.
- 3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمع معروف وكان المجتمع لا يتصف بالسواء فان حجم العينة يجب ان يكون (30) او اكثر.
- 4- اذا لم يكن الانحراف المعياري للمجتمع معروف فان حجم العينة يجب ان يكون اكبر من (120)، فبالتالي يستخدم الانحراف المعياري للعينة بدلاً من الانحراف المعياري للمجتمع في المعادلة التي ستأتى فيما بعد.

ان معادلة (ز) في هذه الحالة هي على النحو الآتي:

$$Z = \frac{\overline{X} - \mu_0}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}$$

$$\frac{\mathcal{A} - \rho}{\frac{\varepsilon}{|\vec{v}|}} = \dot{y}$$

مثال (1:9) قرأ باحث في دليل احد الاختبارات ان متوسط اداء طلبة الثانوية العامة في الفرع العلمي يساوي 85 بانحراف معياري يشاوي (6)، فاذا أراد هذا الباحث ان يرى

فيما اذا كان اداء الطلبة في مدينته يختلف عن متوسط الاداء العام، فاختار عينة عشوائية مؤلفة من (50) طالباً، واستخراج متوسط اداءهم في الثانوية العامة فوجد انه يساوي (83)، افحص الفرضية الصفرية مقابل البديلةمستخدماً (0.05 = 0.05).

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان مصطلح فرضية له معنى محدد في الاحصاء الاستدلالي فالفرضية التي تختبر احصائياً تسمى بالفرضية الصفرية Null Hypothesis وهي تعني انه لا توجد فروق ذات دلالة احصائية بين متوسطات مجموعات الدراسة. وبالرجوع الى المثال السابق والذي افترض فيه الباحث بان متوسط معدلات خريجي الثانوية العامة في منطقته يساوي 85 وهذا افتراض لابد من اقامة الدليل على صحته او بطلانه، وبالتالي فان الفرضية الصفرية تكتب على النحو الآتى:

الفرضية الصفرية:

ونحن في العادة نفحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة غير المتجهة في هذا السؤال (عديمة الاتجاه)، وهذه الفرضية تكتب على النحو الآتي:

فرضية بديلة عديمة الاتجاه:

Hα:
$$\mu \neq 85$$
 85 ≠ \mathcal{A}
 $\mu - 85 \neq zero$ $\neq 85 - \mathcal{A}$

اما اذا كانت الفرضية البديلة متجهة اي اننا اذا اشرنا في السؤال السابق الى ان متوسط العينة اقل او اكثر من متوسط المجتمع فان الفرضية البديلة تكتب على النحو الآتى:

واذا عدنا الى المثال السابق فان الفرضية الصفرية والفرضية البديلة تكتب على النحو الآتى:

Ho:
$$\mu = 85$$
 85 = \mathcal{A}

$$H\alpha$$
: $\mu \neq 85$ $85 \neq \infty$

2- وضع محك رفض الفرضية الصفرية:

بعد ان يضع الباحث الفرضية الصفرية والفرضية البديلة عليه أن يحدد مستوى الدلالة (α) والتي تعرف بانها احتمال الوقوع في الخطأ من النوع الاول، وعادة ما يقوم الباحث بتحديد مستوى الدلالة قبل ان يقوم بجمع البيانات، واكثر مستويات الدلالة استداماً في العلوم الانسانية $(\alpha) = 0.05$ او $(\alpha) = 0.01$ ثم لا بد من تحديد نوع الفرضية $(0.05 = \alpha)$ البديلة والاختبار الاحصائي. واذا ما رجعنا الى المثال السابق، فاذا كانت والفرضية البديلة غير متجهة، وبما أن التباين للمجتمع معروف فأن الاختبار الذي يستخدم هو اختبار (ز)، وبالرجوع الى جدول التوزيع السوي الموجود في الملحق (2) فان قيمة (ز) عند $\alpha / 2 = 0.025$ تساوى $\alpha / 2 = 0.025$ اى ان منطقة الرفض تقع على جانبى المنحنى (ز) = +1.96 ، ز = -1.96 بمعنى ان قيمة (ز) المحسوبة اذا كانت موجبة تقارن مع ز = +1.96 فاذا كانت مساوية او اعلى نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت أقل من (+1,96) فإننا نرفض الفرضية الصفرية أي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. اذا كانت ز المحسوبة تساوى (-) قيمة معينة فاننا نقارنها مع ز = -1.96 فاذا كانت قيمة (ز) المحسوبة تساوى او اقل من -1.96 فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا تدعيم للفرضية البديلة أما اذا كانت أكبر من (-1,96) فإننا لا نرفض الفرضية الصفرية أي نفشل في تدعيم الفرضية البديلة. ان الاختبار الاحصائي (ز) في مثل هذه الحالة يسمى اختبار (ز) ذو نهايتين (two - tailed test) وبالتالي قسمت α على 2.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائي:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة والمتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة فاننا نستخدم اختبار (ز) وبالتالي نطبق المعادلة (1:9) وذلك على النحو الآتي:

$$\frac{85 - 83}{\frac{6}{\sqrt{50}}} = 3$$

$$2.353 =$$

_ التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

4- القرار:

بما ان (ز) المحسوبة والتي تساوي (-2.353) اقل من (ز) الحرجة المستخرجة من الجدول والتي تساوي -1.96، فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذي دلالة بين متوسط العينة ومتوسط المجتمع وهذا الفرق لصالح متوسط المجتمع لانه أعلى.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة. وحتى نقدر متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (2:9):

$$CI = \overline{X} \pm Z_{\alpha/2} \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$
 $\frac{\Delta}{|\overline{y}|} = \frac{\Delta}{2}$ فترة الثقة = م $\pm \frac{\Delta}{2}$ فترة الثقة = م $\pm \frac{\Delta}{2}$

وبالرجوع الى البيانات السابقة الواردة في المثال وبتطبيق المعادلة (2:9) فإن:

فترة الثقة = 83 ± 1.96 × 0.85

 $1.666 \pm 83 =$

84.666 - 81.334 =

اي اننا واثقين 95% بان متوسط المجتمع سوف يقع بين 81.334 و 84.666. وبما ان متوسط المجتمع والذي يساوي 85 لم يقع بين هاتين القيمتين، فاننا نرفض الفرضية الصفرية وهذا يتسق مع ما تمت الاشارة اليه في القرار السابق.

2:2:9 اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بمتوسط واحد (عينة ذات حجم قليل)

لقد اشرنا سابقاً الى الشروط او الافتراضات الواجب تحققها قبل استخدام اختبار (ز) اما اذا لم تتوفر الشروط السابقة فان الاختبار الذي يستخدم وخاصة عندما يكون حجم العينة اقل من (30) فهو اختبار ت (Student't).

اما بالنسبة للحالات التي يستخدم فيها اختبار (ت) فتتمثل بالآتي:

- 1- عندما يكون الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف، و
 - 2- حجم العينة اقل من 120 و
 - 3- اقتراض ان المجتمع يتصف بالسواء.

اما بالنسبة للمعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة فهي على النحو الآتي:

t =
$$\frac{X - \mu}{S}$$

$$\frac{X - \mu}{\sqrt{N}}$$

$$\frac{S}{\sqrt{N}}$$

اذ ان ع = الانحراف المعياري للعينة.

ان توزيع (ت) ليس كالتوزيع السوي من حيث ان التوزيع السوي هو توزيع واحد اما بالنسبة لتوزيع (ت) فهو عبارة عن عدة توزيعات. وشكل اي توزيع من هذه التوزيعات يعتمد على حجم العينة او بدرجة ادق على درجات الحرية والتي هي عبارة عن (i - 1) في حالة العينة الواحدة، وعندما تكون درجات الحرية ما لا نهاية فان توزيع (ت) هو نفسه توزيع (ز).

ان درجات الحرية تشير الى حرية البيانات لان تختلف او تتغير، اي ان درجات الحرية مساو لعدد المشاهدات التي لها حرية التغيير.

مثال (2:9): على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في مهارات الحاسوب يساوي (75) ويعتقد احد مدرسي الحاسوب ان اداء طلبة شعبته يختلف عن المتوسط العام لاداء طلبة الجامعة في هذه المادة، لذلك اختار عينة من طلبة شعبته تساوي (25) وحسب متوسط اداء العينة المكونة من (25)، فوجد ان متوسط اداءهم يساوي (80) بانحراف معياري يساوي (10). افحص الفرضية الصفرية مستخدماً (α)

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

Ho:
$$\mu = 75$$
 $75 = 20$

والفرضية البديلة هي:

Ha:
$$\mu \neq 75$$
 $75 \neq A$

2- محك رفض الفرضية الصفرية:

قبل تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية فانه لا بد من تقدير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) لعينة واحدة وذلك لان:

التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

1- الانحراف المعياري للمجتمع غير معروف.

2- حجم العينة اقل من (120).

وعلى فرض ان المجتمع الذي سحبت منه العينة يتصف بالسواء فان الاختبار (ت) هو الذي يستخدم.

ان ايجاد قيمة (ت) الحرجة يتطلب معرفة ما يلى:

- ١- درجات الحرية وفي المثال السابق فان درجات الحرية تساوي (ن 1) وتساوي (25-1)،
 وتساوي (24).
- 2- قيمة (α) ، وفي المثال السابق فان قيمة (α) المطلوبة تساوي (0.05)، وبما ان الفرضية البديلة عديمة الاتجاء او غير متجهة فإننا نذهب للملحق (3) ونقرأ القيمة المفابلة لدرجات حرية (24) و (24) عند اختبار ذو النهايتين (24)

وبالرجوع الى المثال السابق فان قيمة (ت) الحرجة بدرجات حرية 24 و $\alpha=0.05$ من جدول توزيع (ت) الموجود في الملحق (3) تساوي ± 2.064 .

3- حساب قيمة الاحصائي:

لايجاد قيمة (ت) المحسوبة فاننا نلجأ الى المعادلة (3:9) وبالتالي فان قيمة (ت) هي على النحو الآتي:

$$\frac{75 - 80}{10} = \frac{10}{25}$$

$$\frac{5}{10} = \frac{10}{5}$$

2.5 =

4- القرار:

بما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ (2.5) اكبر من قيمة (ت) الحرجة والتي تساوي 2.064. فاننا نرفض الفرضية الصفرية، ونقول ان هناك فرقا ذا دلالة عند مستوى α = 0.05 بين متوسط اداء طلبة شعبة مهارات الحاسوب ومتوسط اداء طلبة الجامعة في المادة نفسها وهذا الفرق لصالح طلبة الشعبة.

والسؤال المطروح هنا ايضا ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط المجتمع ضمن فترة تقدير أو متوسط المجتمع ضمن ما يسمى فترة الثقة في حالة استخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

المعادلة (4:9) فترة الثقة = م
$$\pm$$
 ($\frac{\Delta}{2}$ درجات الحرية) مع Δ CI = Δ Δ CI = Δ Δ

وبتطبيق المعادلة (4:9)على البيانات الواردة في المثال السابق، فان فترة الثقة تساوي: فترة الثقة = $\frac{10}{\sqrt{25}}$ 2.064 \pm 80 = فترة الثقة = $\frac{10}{\sqrt{25}}$

 $2 \times 2.064 \pm 80 =$

84.128 - 75.872 =

اي اننا واثقين 95% بان متوسط المجتمع يقع ما بين 75.872 و 84.128.

وبما ان متوسط المجتمع لا يقع ضمن هذه الفترة اذا نرفض الفرضية الصفرية.

3:9 ختبار الفرضيات التي تحتوي على عينتين او مجموعتين

اذا اراد الباحث ان يقارن بين متوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط التحصيل في الرياضيات عند المجموعة التي تعرضت لطريقة المحاضرة، فان الباحث هنا قد يستخدم اختبارات احصائية تتعلق بايجاد الفرق بين متوسطي مجموعتين.

ان الاختبارات التي قد تستخدم في مثل هذه الحالة على سبيل المثال لا الحصر وخاصة في حالة الاختبارات العلمية هي الآتي:

1- اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

2- اختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين.

1:3:9 اختبار (ز) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

ان استخدام اختبار (ز) يتطلب تحقيق العديد من الافتراضات وذلك كما هو الحال في حالة العينة الواحدة وكما اشرنا سابقاً.

_____ التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

ان الافتراضات التي يجب تحقيقها في حالة اختبار (ز) لعينتين هي على النحو الآتي:

- الانحراف المعياري للمجتمع الاول والمجتمع الثاني معروف، و
 - 2- ان المجتمعين يتصفان بالسواء.
- 3- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين معروف ولكن لا يتصف المجتمعان بالسواء فان حجم العينة الأولى يجب ان يكون اكبر من 30 وحجم العينة الثاني اكبر من 30 أيضاً.
- 4- اذا كان الانحراف المعياري للمجتمعين غير معروف وكان حجم العينة الاولى أكثر من 120 وحجم العينة الثانية أكثر من 120.

واذا تم تحقيق الافتراضات السابقة فان المعادلة التي تستخدم في مثل هذه الحالة هي:

$$Z = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} \qquad \qquad \frac{\frac{2}{n_1} - \frac{1}{n_2}}{\frac{2^2 - \frac{1}{n_2}}{2\dot{\upsilon}} + \frac{\frac{2}{n_2}}{|\dot{\upsilon}|}} = \dot{z}$$

مثال (3:9): اراد باحث ان يقارن بين طريقة التعليم المبرمج وطريقة المحاضرة من حيث تأثيرهما على تحصيل الطلبة في الرياضيات فاختار عينة مؤلفة من 72 طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي وبالتساوي الى مجموعتين وبعد ان عرض احداهما لطريقة التعليم المبرمج والمجموعة الاخرى لطريقة المحاضرة، طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في الرياضيات، وحصل على البيانات الآتية (هذا مع العلم بأن الانحراف المعياري للمجتمعين يساوى 10).

$$80 = 2$$
 $45 = 1$

افحص الفرضية الصفرية مستخدماً ($\alpha = 0.05$

الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي:

والفرضية البديلة هي:

Ha:
$$\mu_1 \neq \mu_2$$
 $2 \mathcal{N} \neq 1 \mathcal{N}$

2- محك رفض الفرضية الصفرية:

كما اشرنا سابقاً فان تحديد المحك لرفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم. والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ز) لعينتين وذلك لان:

- 1- الانحراف المعياري للمجتمعين معروف.
- 2- افتراض ان المجتمعين واللذين تم سحب العينات منهما يتصفان بالسواء.

وبما ان اختبار (ز) هو الذي سوف يستخدم فاننا نجد قيمة (ز) الحرجة من جدول التوزيع السوي والموجود في الملحق (1:2) وعند مستوى $(\alpha) = \frac{0.05}{2} = 0.05$.

والسبب في قسمة (α) على (2) لان الفرضية البديلة عديمة الاتجاه، فقيمة (i) الحرجة من الجدول تساوى ± 1.96 في هذه الحالة.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائى:

بعد وضع الفرضيات وتحديد الاختبار الاحصائي والقيمة الحرجة فاننا نأتي الى الخطوة الثالثة المتعلقة بتحليل البيانات وفي مثل هذه الحالة وكما اشرنا فاننا نستخدم اختبار (ز) وبالتالى تطبق المعادلة (5:9) على النحو الآتي:

$$\frac{80 - 85}{\frac{100}{36} + \frac{100}{36}} = 5$$

$$\frac{5}{2.36} = 2.12 = 5$$

4- القرار: بما ان قيمة (ز) المحسوبة تساوي (+2.12) وهي اكبر من قيمة (ز) الحرجة (+1.96)، فاننا نرفض الفرضية الصفرية وتقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عند مستوى (α = 0.05) بين متوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة التعليم المبرمج ومتوسط اداء الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاضرة.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين مجتمعين ضمن فترة.

لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ز) فاننا نستخدم المعادلة التالية:

$$X_1 - X_2 \pm Z_{\alpha/2} \sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}$$
 (6:9) المعادلة $\frac{\sigma_1^2}{2\dot{\upsilon} + \frac{1^2 - \varepsilon}{1\dot{\upsilon}}} \sqrt{\frac{\sigma_2^2}{\alpha/2}} + \frac{\sigma_2^2}{2\dot{\upsilon} + \frac{1^2 - \varepsilon}{1\dot{\upsilon}}} \sqrt{\frac{\sigma_2^2}{\alpha/2}}$

, التوزيع العينى للمتوسطات واختيار الفرضيات

وبالرجوع الى البيانات السابقة والواردة في المثال (3:9) فان:

اي اننا واثقين 9.63 من ان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.37 و 9.63 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين مـ1 و مـ2 (متوسطى المجتمعين).

2:3:9 إختبار (ت) لفحص الفرضيات المتعلقة بعينتين

هناك العديد من الاسئلة التي بحاجة الى اجابة قبل استخدام اختبار (ت)، وهذه الاسئلة تتمثل بالآتى:

- ا- هل تباين المجتمع الأول وتباين المجتمع الثاني معروف؟ اذا كانت الاجابة لا، فإن السؤال
 الثانى الذى يطرح هو:
- 2- هل حجم العينة الاولى اكبر من 120 وحجم العينة الثانية اكبر من 120؟ اذا كانت الاجابة لا، يطرح السؤال الثالث.
- 3- هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى مساوِ لتباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية؟ اذا كانت الاجابة نعم يتم استخدام اختبار (ت) للتجانس في التباين، اما اذا كانت الاجابة لا فانه يستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين.

هناك العديد من الافتراضات التي يقوم عليها استخدام اختبار (ت) للعينات المستقلة منها:

- 1- ان العينتين تم اختيارهما بشكل عشوائي من المجتمع الخاص بكل عينة.
 - 2- ان المجتمعين يتصفان بالسواء.
 - 3- الملاحظات او البيانات ضمن كل عينة مستقلة عن بعضها البعض.
 - 4- العينات تم توزيعها بشكل عشوائي الى المجموعتين.
 - 5- تباين المجتمع الاول يساوى تباين المجتمع الثاني.

ان الافتراضات السابقة ما عدا الافتراض رقم (5) يمكن التأكد من تحققها من خلال

الاجراءات التي يقوم بها الباحث، اما الافتراض الخامس فيمكن التأكد منه من خلال F_{max} استخدام اختبارات فحص التجانس وهي عديدة وسنكتفي هنا بالاشارة الى اختبار لفحص التجانس في التباين.

ان فحص التجانس في التباين يمكن ان يتم من خلال استخدام المعادلة الآتية:

$$F_{\text{max}} = \frac{\sigma^2_{\text{largest}}}{\sigma^2_{\text{smallest}}}$$
 $\frac{\sigma^2_{\text{largest}}}{\sigma^2_{\text{smallest}}}$ التباين الاصغر

فاذا كان تباين المجتمع الاول يساوي 100 وتباين المجتمع الثاني يساوي 64 وعدد افراد العينة الاولى يساوي 26 وعدد افراد العينة الثانية يساوي 25 فان:

$$\frac{100}{64} = \max_{\text{max}} = \frac{1}{1.56}$$

ان قيمة ف $_{max}$ المحسوبة يتم مقارنتها مع ف $_{max}$ الحرجة من جدول ف $_{max}$ الموجودة في (الملحق) وذلك باستخدام درجات حرية البسط وفي مثل هذه الحالة تساوي (1-26) اي 24، كذلك يتطلب اي 25، ودرجات حرية المقام وفي مثل هذه الحالة تساوي (25-1) اي 24، كذلك يتطلب استخدام الجدول لمعرفة α ، وعلى فرض ان (α = 0.01) فان قيمة ف $_{max}$ الحرجة تساوي $_{max}$ من الجدول ، وبما ان قيمة ف $_{max}$ المحسوبة والمساوية (1.56) اقل من ف $_{max}$ الحرجة فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان تباين المجتمع الأول يساوي تباين المجتمع الثاني اي ان $_{max}$ $_{max}$

وهنا نستطيع ان نستخدم (ت) للتجانس في التباين.

ان اختبارات (ت) الذي يستخدم في حالة كون العينتين مستقلتين يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

المعادلة (6:9)
$$t = \frac{X_1 - X_2}{\sqrt{\sigma^2_{\text{pooled}}\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}}$$

$$\frac{2^2 - 16}{\left(\frac{1}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1}{1\dot{\upsilon}}\right)^2}$$

___ التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

ان عـ² ان عـ المتوسط الموزون لتباين العينتين -pooled Variance Es) ان عـ timated) وهذا التباين يتم حسابه باستخدام المعادلة (7:9).

المعادلة (7:9) المعادلة (7:9)
$$= \frac{2^2 - (1 - 2i) + 1^2 - (1 - 1i)}{(1 - 2i) + (1 - 1i)} = \frac{2^2 - (1 - 2i) + (1 - 1i)}{(1 - 2i) + (1 - 1i)}$$
 $= \frac{\delta^2_{\text{spooled}}}{(n_1 - 1) \delta_1^2 + (n_2 - 1) \delta_2^2}$ $= \frac{(n_1 - 1) \delta_1^2 + (n_2 - 1) \delta_2^2}{(n_1 - 1) + (n_2 - 1)}$

حيث ان a^2_1 = تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى.

ع-2² = تباين المجتمع الثان*ي و*المقدر من العينة الثانية.

ن = عدد افراد العينة الاولى.

ن2 = عدد افراد العينة الثانية.

مثال (4:9): على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقة الحاسوب وطريقة النقاش على التحصيل في اللغة الانجليزية عند عينة من طلبة الصف الثامن فاختار عينة عشوائية من (50) طالباً قام بتوزيعهم عشوائياً الى الطريقتين بالتساوي، اي بمعدل (25) طالباً لكل مجموعة، وبعد ان تم تعريض كل مجموعة لطريقة من الطرق، طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في اللغة الانجليزية، وحصل على البياات الآتية:

$$70 = \frac{1}{2}$$
 75 = م

$$6 = {}_{2}\varepsilon$$
 $8 = {}_{1}\varepsilon$

المطلوب: افحص الفرضية الصفرية عند مستوى ($\alpha = 0.05$). مقابل الفرضية البديلة الحل:

1- وضع الفرضيات:

ان الفرضية الصفرية في المثال السابق هي على النحو الآتي:

والفرضية البديلة هي: غير متجهه في هذا المثال

Ha:
$$\mu_1 \neq \mu_2$$
 $2^{\mathcal{A}} \neq 1^{\mathcal{A}}$

2- محك رفض الفرضية الصفرية أو القيمة الحرجه: (Critical Value)

ان تحديد محك رفض الفرضية الصفرية يتطلب معرفة الاحصائي المستخدم، والاحصائي المستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين وذلك لان التباين للمجتمعين غير معروف وحجم العينة الاول اقل من 120 وكذلك حجم العينة الثاني وللاجابة عن السؤال هل تباين المجتمع الاول والمقدر من العينة الاولى يساوي تباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الأولى يساوي تباين المجتمع الثاني والمقدر من العينة الثانية، فاننا بحاجة الى استخدام المعادلة (5:9) لفحص التجانس في التباين، وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال فان:

$$\frac{64}{36} = \max_{\text{max}}$$

1.77 =

وباستخدام جدول F_{max} الوارد في (الملحق) وعند درجات حرية بسط (24) ومقام (24) و (α) و (α) و (α) المن ف α المحرجة تساوي 5.05. وبما ان قيمة ف α المحسوبة تساوي 1.77 اقل من ف α الحرجة فاننا نفشل في رفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك تجانس في التباين، بعد ذلك نجد قيمة مناك تجانس في التباين، بعد ذلك نجد قيمة (α) الحرجة من جدول (α) وبدرجات حرية (α) + (α) + (α) وفي هذا السؤال فان درجات الحرية تساوي (α) وباستخدام (α) = (α)، عند اختيار ذو النهايتين -(α) two في الفرضية البديلة غير متجهه، ان هذه القيمة تساوي (α) او تساوي او اقل من كانت قيمة (α) المحسوبة من المعادلة تساوي او اكبر من (α) (α) او تساوي او اقل من -2.015 فاننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول ان هناك فرقاً ذا دلالة احصائية عن مستوى (α) بين متوسطي العينتين.

3- حساب قيمة الاختبار الاحصائى:

كما اشرنا سابقاً فان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعينتين مستقلتين، وبتطبيق المعادلة (6:9) على البيانات الواردة في المثال (4:9) فان:

$$\frac{70 - 75}{\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)^2 p^2} = \frac{2}{\sqrt{\frac{1}{25} + \frac{1}{25}}}$$

$$\frac{36(1-25)+64(1-25)}{(1-25)+(1-25)} = {}^{2}_{p}$$

$$\frac{864 + 1536}{48} = \frac{2400}{48} = 50 = \frac{5}{\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)^{50}}$$

$$\frac{5}{2} = \frac{5}{2} = \frac{5}{25} = \frac$$

4- القرار: بما أن قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ +2.5 أكبر من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.015 فأننا نرفض الفرضية الصفرية ونقول أن هناك فرقاً ذا دلالة أحصائية بين متوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب ومتوسط التحصيل في اللغة الانجليزية عند الطلبة الذين تعرضوا لطريقة المنقاشة وهذا الفرق لصالح الذين تعرضوا لطريقة الحاسوب لان متوسط تحصيلهم أعلى.

والسؤال المطروح ماذا لو اردنا ان نقدر متوسط الفرق بين المجتمعين ضمن فترة. لتقدير فترة الثقة بالنسبة لعينتين باستخدام اختبار (ت) فاننا نستخدم المعادلة الآتية:

وبالرجوع الى البيانات الواردة في المثال (4:9) فان:

$$\overline{\left(\frac{1}{25} + \frac{1}{25}\right)}$$
 60 $\sqrt{2.015 \pm 70 - 75}$ فترة الثقة = 75 - 75

$$2 \times 2.015 \pm 5 =$$

$$4.03 \pm 5 =$$

اي اننا واثقين 9.03 بان فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 0.97 و 9.03 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين متوسطى المجتمعين.

ان اختبار (ت) السابق يستخدم عندما يكون هناك تجانس في التباين اما اذا لم يكن هناك تجانس في التباين اما اذا لم يكن هناك تجانس في التباين فاننا سنستخدم اختبار (ت) لعدم التجانس وذلك باستخدام المعادلة الآتية:

اما بالنسبة لدرجات الحرية فاننا نستخرج درجات الحرية من خلال استخدام المعادلة الآتية:

$$df' = \frac{\frac{(s^{2}_{1} + \frac{s^{2}_{2})^{2}}{n_{1}}}{(\frac{s^{2}_{1}}{n_{1}})^{2} \cdot (\frac{s^{2}_{2}}{n_{2}})^{2}} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}} = \frac{2\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}{\left[\frac{2^{2}\xi}{2\dot{\upsilon}} + \frac{1^{2}\xi}{1\dot{\upsilon}}\right]}}$$

4:9 فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة او المجموعات المترابطة

لقد اشرنا سابقا الى اختبار (ت) للعينات المستقلة، وتسمى العينات عينات مستقلة اذا كان اختيار الفرد في المجموعة الأولى لن يؤثر على اختيار الفرد في المجموعة المقابلة، اي ان اختيار الفرد في المجموعة الثانية لا يعتمد على اختيار الفرد في المجموعة الأولى، ولكن هناك حالات تتطلب استخدام عينات مترابطة وخاصة عندما نريد ضبط تأثير العوامل الخارجية، وبالتالي فانه يتم اختيار الافراد على شكل ازواج متناظرة حتى نستطيع ان نعزي الفرق بين المجموعتين الى المتغير المستقل وليس الى اي شيء اخر.

ان توفر العينات المعتمدة (Correlated Groups) يكون في الحالات الآتية:

ا- مـلاحظة كل فـرد في الظرف التـجـريبي والضـابط، اي الحـصـول على مـا يسـمى
 بالقياسات المتكررة (Repeated Measures).

التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

2- مزاوجة كل فرد في الظرف التجريبي مع كل فرد بالظرف الضابط -Subject Match) (Subject Match تبعاً لأحد المتنيرات.

- 3- الحصول على مجموعات من التوائم المتطابقة والعمل على تخصيص احدهما بشكل عشوائي الى المجموعة التجريبية والاخرى الى المجموعة الضابطة.
 - 4- الحصول على ازواج من المفحوصين متكافئين من مثل ازواج وزوجات او شركاء في مهنة ما.

ان اختبار (ت) للعينات المعتمدة او المترابطة يمكن حسابه من خلال استخدام المعادلة الآتية:

$$t = \frac{\overline{D}}{\frac{Sd}{\sqrt{n}}}$$

$$\frac{3}{\sqrt{v}}$$

$$(9:9)$$

$$\frac{3}{\sqrt{v}}$$

$$\frac{3}{\sqrt{v}}$$

اذ ان ت = متوسط الفرق بين الاختبار القبلي والاختبار البعدي

ع د = الانحراف المعياري للفرق

ن = حجم العينة

اما بالنسبة لدرجات الحرية في حالة المجموعات المترابطة فانها تساوى (عدد الازواج -1).

مثال (5:9): اراد باحث ان يدرس تأثير معالجة معينة على تحسين الاداء عند مجموعة من الافراد يعانون من ضعف في مهارات الحاسوب. فاختار عينة مؤلفة من (10) افراد وطبق عليهم اختباراً قبلياً قبل تعريضهم للبرنامج (المعالجة)، ثم طبق عليهم اختبار بعديا بعد المعالجة، وقد حصل الباحث على البيانات الآتية:

د2	د	علامات الاختبار البعدي	علامات الاختبار القبلي	الافراد
9	3+	8	5	1
4	2+	6	4	2
4	2+	8	6	3
4	2+	5	3	4
4	2+	7	5	5
0	0	6	6	6
4	2+	4	2	7
1	1+	6	5	8
4	2+	8	6	9
0	0	7	7	10
34	16			

الحل:

1- وضع الفرضية:

ان الفرضية الصفرية في حالة المثال السابق هي على النحو الآتي:

Ho:
$$\mu_1 = \mu_2 = zero$$
 $2^{0} = 1^{0}$

اما الفرضية البديلة فهي على النحو الآتي: لأنها بديله عديمة الاتجاه

$$H_a$$
: $\mu_1 - \mu_2 \neq zero$ عصفر $\neq 2^{\infty} - 1^{\infty}$

2- تحديد محك رفض الفرضية الصفرية:

قبل ان نحدد محك رفض الفرضية الصفرية. لا بد من تقرير الاحصائي المستخدم، ان الاحصائي المستخدم هو عبارة عن اختبار (ت) للعينات المترابطة وذلك لان الباحث تعامل مع مجموعة واحدة طبق عليها اختباراً قبلياً ثم طبق عليها بعد المعالجة اختبار بعديا اي المجموعة هي نفسها.

اما بالنسبة لقيمة (ت) الحرجة فاننا نجد هذه القيمة باستخدام درجات حرية (1-10) اي (9) و $(\alpha = 0.05)$ ، والفرضية البديلة غير متجهة.

وبالرجوع الى جدول توزيع (ت) فان قيمة (ت) الحرجة بدرجات حرية (9) و (0.05 = 0.05) تساوي ± 2.262 ، اي اننا نرفض الفرضية الصفرية اذ كانت قيمة (ت) المحسوبة تساوي او اكبر من 2,262 او تساوى او اقل من ± 2.262 .

3- ايجاد قيمة الاختبار الاحصائى:

من اجل ايجاد قيمة (ت) للعينات المترابطة والبيانات الواردة في المثال (5:9) فاننا بحاجة اولا لايجاد الآتى:

$$\frac{\frac{2}{0.933}}{\frac{1-1}{0}} = \frac{\frac{2}{0.933}}{\frac{1-1}{0}} = \frac{\frac{2}{0.933}}{\frac{1-1}{0}} = \frac{\frac{2}{0.933}}{\frac{1-1}{0}} = \frac{\frac{2}{0.933}}{\frac{1-1}{0}}$$

0.966 =

التوزيع العيني للمتوسطات واختيار الفرضيات

1.6 =

وبتطبيق المعادلة (9:9) إن:

$$\frac{1.6}{0.966} = 0.966$$

5.16 =

4- القرار: وبما ان قيمة (ت) المحسوبة والمساوية لـ 5.16 اعلى من قيمة (ت) الحرجة والمساوية لـ 2.262، فاننا نرفض الفرضية الصفرية. ونقول ان هناك اثراً ذا دلالة عند مستوى (α = 0.5) للمعالجة ولايجاد فترة الثقة بالنسبة للعينات المعتمدة فاننا نلجأ الى المعادلة الآتية:

المعادلة (10:9) فترة الثقة = د ً
$$\pm$$
 ($rac{10:9}{rac}$ درجات الحرية) $imes rac{3 c}{c}$ $imes$ CI = D` \pm t $_{\alpha/2}$ df. $rac{S_D}{\sqrt{n}}$

وبتطبيق هذه المعادلة على البيانات الواردة في المثال (5:9) فان:

$$\frac{0.966}{10 l}$$
 x 2.262 ± 1.6 = فترة الثقة

$$0.31 \times 2.262 \pm 1.6 =$$

$$0.70 \pm 1.6 =$$

$$2.3 - 1.29 =$$

اي انني واثقين 95% بأن فترة الثقة والتي تتراوح ما بين 1.29 و 2.3 سوف تحتوي على القيمة الحقيقية للفرق بين متوسطى الاختبار القبلي والاختبار البعدي في المجتمع.

9:5 استخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS) لفحص الفرضيات المتعلقة بالعينات

ا- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار (ت) لعدم التجانس في التباين:

مثال: على فرض ان احد الباحثين اراد ان يدرس اثر طريقتين (أ، ب) في التعليم على التحصيل عند عينة من الطلبة الذين يعانون من مشكلات تحصيلية في القراءة، فاختار الباحث عينة مؤلفة من (20) طالباً قام بتوزيعهم بشكل عشوائي الى مجموعتين (بمعدل 10 افراد لكل مجموعة) ثم عرض المجموعة الاولى للطريقة (أ)، وعرض المجموعة الثانية للطريقة (ب)، وبعد ذلك طبق عليهما اختباراً تحصيلياً في القراءة، وحصل على البيانات الآتية (العلامة القصوى من 30).

المجموعة الثالثة (طريقة (ب)	المجموعة الاولى (طريقة (أ)
12	06
13	05
05	06
10	04
18	04
23	07
06	04
04	05
28	05
30	07

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية اختير الفرضية الصفرية المتعلقة بالقضية السابقة عند مستوى دلالة $(0.05 = \alpha)$.

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول .

T. Test

Group Statistics

	GROUP	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	method1	10	5.3000	1.15955	.3667
	method2	10	14.9000	2.9943	2.9943

Independent Samples Test

		Levene for Equa Varia	ality of			t-test fo	r Equality c	of Means		
						Sig.	Mean	Std.Error	95% Cor Interva Diffe	
		F	Sig	t	df	(2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper
ACH	Equal variances assumed	22.822	.000	-3.182	18	-3.182	-9.6000	-9.6000	-15.9377	-3.2623
	Equal variances not as sumed			-3.182	9.270	-3.182	-9.6000	-9.6000	-16.3939	-28061

وبالنظر الى الجدول السابق فاننا نجد الآتي:

- 1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين ان قيمة ف F تساوي 22.822 وهذه القيمة ذات دلالة عند مستوى (α = 00,) ، وهذا يعني ان هناك عدم تجانس في التباين لذلك فان اختبار (ت) الذي يستخدم هو اختبار (ت) لعدم التجانس.
- 2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة ت تساوي 3.182 بدرجات حرية (df) تساوي 9.27 ، وقيمة (ت) ذات دلالة عند مستوى (α = 0.01) اي ان هناك فروقاً ذات دلالة احصائية عند مستوى (α = α) بين المجموعتين.
- 3- بالنظر الى المتوسطات الواردة في الجدول فان متوسط المجموعة الاولى يساوي 5.30 بينما متوسط المجموعة الثانية يساوي 14.9، اي ان الفرق لصالح المجموعة الثانية التي اخذت الطريقة (ب).
 - 2- فحص الفرضيات المتعلقة بعينتين باستخدام اختبار (ت) للتجانس في التباين

مثال: يعتقد احد الباحثين ان هناك فروقاً بين الجنسين في القدرة الرياضية، لذلك اختار الباحث عينة من الذكور مؤلفة من (10)، وعينة من الاناث مؤلفة من (10)، وطبق عليهما اختبار في القدرة الرياضية، وحصل على البيانات الآتية:

نتائج اختبار القدرة الرياضية وفقاً لمتغيرات الجنس

اناث	ذكور
97	95
92	94
90	86
73	78
94	88
86	82
85	77
96	90
93	94
70	68

- باستخدام الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصية السابقة عند مستوى الدلالة (α).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار (ت) وذلك بعد ان يتم ادخال البيانات الواردة في المثال، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

T. Test

Group Statistics

(GENDER	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	male	10	85.2000	8.8669	2.8040
	female	10	87.6000	9.3476	2.9560

Independent Samples Test

		Levene' for Equa Varia	ality of								
						Sig.	Mean	Std.Error	95% Confidence Interval of the Or Difference		
		F	Sig	t	df	(2-tailed)	Difference	Difference	Lower	Upper	
ACH	Equal variances assumed	.003	.958	589	18	.563	-2.4000	4.0743	-10.9598	6.1598	
	Equal variances not as sumed			589	17.950	.563	-2.4000	4.0743	-10.9615	6.1615	

وبالنظر الى الجداول السابق فاننا نجد الآتى:

- 1- يشير اختبار ليفين لفحص التجانس في التباين أن قيمة فF تساوي 0.003 وهذه القيمة ليست ذات دلالة عند مستوى (α = 0.05) ، وهذا يعني أن هناك تجانس في التباين لذلك فأن اختبار (ت) الذي يستخدم هو اختبار (ت) للتجانس.
- 2- بالنظر الى نتائج الاختبار فان قيمة (ت) تساوي 0.985 بدرجات حرية (df) تساوي 18، وقيمة (ت) هذه ليست ذات دلالة عند مستوى (α = 0.05) اذ بلغ الاحتمال المرتبط بقيمة ت 0.563. اي انه لا يوجد فرق ذا دلالة عند مستوى (α = 0.056) بين الذكور والاناث في القدرة الرياضية.

3- فحص الفرضيات المتعلقة بالعينات المترابطة

مثال: على فرض ان المتوسط العام لاداء طلبة الصف الخامس في مادة مهارات الحاسوب ان اداء الحاسوب في منطقة ما يساوي (70)، يعتقد احد مدرسي مادة مهارات الحاسوب ان اداء الطلبة في مدرسته يختلف عن المتوسط العام لاداء الطلبة في المنطقة، لذلك اختار عينة عشوائية مؤلفة من (20) طالباً وطبق عليهم اختباراً في مهارات الحاسوب والذي طبق على طلاب تلك المنطقة، وحصل على البيانات الآتية:

العلامة على الاختيار	الافراد
80	1
70	2
80	3
85	4
79	5
76	6
77	7
80	8
90	9
85	10
82	11
83	12
75	13
72	14
70	15
65	16
66	17
67	18
72	19
73	

- باستخدام برنامج الرزم الاحصائية للعلوم الاجتماعية (SPSS)، اختبر الفرضية الصفرية المتعلقة بالقصية السابقة عند مستوى الدلالة (α).

ان الاختبار الاحصائي الذي يستخدم في مثل هذه الحالة هو اختبار ت للعينات المترابطة والمعتمدة، وبالرجوع الى برنامج (SPSS) وتحليل البيانات تظهر النتائج الواردة في الجداول المبين ادناه.

T. Test

One-Sample Statistics

	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ACH	20	75.3500	7.7750	1.7385

One-Sample Test

		Test Value = 70								
			95% Cor Interval Diffe							
	t	df	(2-tailed)	Difference	Lower Upper					
ACH	3.077	19	.006	5.3500	1.7112	8.9888				

وبالنظر الى الجداول فاننا نجد الآتى:

- ا- قيمة (ت) تساوي 3.077 بدرجات حرية 19 وهذه القيمة اي قيمة ت ذات دلالة عند مستوى (α) ، لان الاحتمال المرتبط بقيمة الاحصائي (ت) تساوي(0.006) ويبلغ الفرق بين متوسط اداء طلابه واداء الطلاب في المنطقة (5.350).
- 2- يظهر في الجدول ايضا فترة الثقة عند مستوى 95% وهذه الفترة تتراوح ما بين 1.7112 و 8.9881.

اسئلة الفصل التاسع

س1: يهتم مدرس مدخل الى علم النفس ما اذا كان هناك فروق في متوسط درجات الطلبة الذين درسوا المادة في الفصل الثاني. وفيما يلي ملخص للبيانات التي حصل عليها هذا المدرس.

	طلبة الفصل الاول	طلبة الفصل الثاني
المتوسيط	84.4	84.2
عدد الافراد	150	150
التباين	11.56	11.44

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً $(0.10 = \alpha)$.

2 يريد مدرس ان يعرف ما اذا كان الاطفال يتعلمون المفاهيم احسن مع الامثلة الايجابية لوحدها ام مع الامثلة الايجابية والسلبية. وقد تم اختيار (20) طفلاً عشوائياً وزعوا على مجموعتين. وبعد اجراء التجربة تم اختيار المجموعتين. فهل هناك فروقاً ذات دلالة احصائية بين المجموعتين استخدم (α)

مجموعة الامثلة الايجابية	مجموعة الامثلة الايجابية والسلبية
8	14
10	8
7	7
12	10
6	12
9	. 6
10	15
11	11
6	9
13	8

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة.

ب- احسب فترة الثقة للفروق بين متوسطات المجتمع (مستوى الثقة 99%).

س3: تم اجراء دراسة مسحية لاتجاهات ثمانية متزوجين نحو التدخين، وبعد استجابة الازواج والزوجات للاستبانة كانت علاماتهم على النحو التالي:

الزوجات	الازواج
15	16
18	20
13	10
10	15
12	8
16	19
11	14
12	15

أ- افحص الفرضية الصفرية مقابل الفرضية البديلة مستخدماً (α = 0,). ب- احسب فترة الثقة للفروق بين متوسطات الازواج والزوجات (مستوى الثقة 95%). ج- اكتب العبارة الاحتمالية للنتيجة في أ و ب.

المراجع

المراجع العربية

- ابو زينة فريد، لطفية لطفي، والخليلي خليل (1984) الطرق الاحصائية في التربية والعلوم الانسانية، نهج حديث، (الطبعة الثانية). عمان: دار الفرقان.
- ابو صالح، محمد صبحي، وعوض، عدنان محمد (2004) مقدمة في الاحصاء، مبادىء وتحليل باستخدام (SPSS)، الطبعة الاولى. عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة .
 - الزراد، فيصل محمد خير، ويحيى، علي محمد (1988) الاحصاء النفسي والتربوي، دبي، دار القلم.
- الزعبي، محمد بلال، وطلافحة، عباس (2000) النظام الاحصائي SPSS، فهم وتحليل البيانات الاحصائية (الطبعة الاولى)، عمان: دار وائل للنشر والتوزيع.
 - زغلول، يحيى سعد (1988) مقدمة في الاحصاء، التطبيقي، بيروت، الدار الجامعية.
 - زيتون، عايش محمود (2004) اساسيات الاحصاء الوصفي، عمان، دار عمار للنشر والتوزيع.
- عدس، عبد الرحمن، والمنيزل، عبدالله (2002) مقدمة في الاحصاء التربوي عمان: دار الفكر للطباعة والنشر والتوزيع. (الطبعة الاولى).
- عدس، عبد الرحمن عبد الرحيم (1985) مبادىء الاحصاء التحليلي، (الطبعة الثالثة). عمان: مكتبة الاقصى.
- علام، صلاح الدين محمود (1985) تحليل البيانات في مجال البحوث النفسية والتربوية، القاهرة، دار الفكر العربي.
- عودة، احمد سليمان، والخليل، خليل يوسف (1985) الاحصاء في التربية والعلوم الانسانية، عمان:
 دار الفكر.
- الكيلاني، عبدالله زيد، والشريفين، نضال كمال (2005) مدخل الى البحث في العلوم التربوية والاجتماعية، السلياته مناهجه تصاميمه اساليبه الاحصائية، الطبعة الاولى، عمان: دار المسيرة للنشر والتوزيع والطباعة.
- المنيزل، عبدالله (2000) الاحصاء الاستدلائي وتطبيقاته في الحاسوب باستخدام الرزم الاحصائية (SPSS)، الطبعة الاولى. عمان: دار وائل للطباعة والنشر.
- الهاني، مختار محمود (1984) مقدمة في طرق التحليل الاحصائي، بيروت: دار النهضة العربية للطباعة والنشر.

المراجع الانجليزية

- Edwards, A.L. (1985). Multiple Regression and the Analysis of Variance and Covariance (2nd ed.). New Yourk: W.H. Freeman and Company.
- Ferguson, G.A. (1981). Statistical Analysis in Psychology and Education. New Yourk: McGraw-Hill.
- Frude, N. (1990). A Guide to SPSS/PCT. London: Macmillan Education LD.
- Gibbons, J.D. (1976). Nonparametric Methods for Quantitative Analysis. Columbus, Ohio: American Sciences Press, Inc.
- Grimm, J.W., & Wozniak, P.R. (1990). Basic Social Statistics and Quantitative Research Methods: A Computer-Assisted Introduction. Belmont, California: Wadsworth Publishing Company.
- Guilford, J.P., & Fruchter, B. (1978). Fundemental Statistics in Psychology and Education. New Yourk: McGraw-Hill Book Company.
- Hays, W.L. (1988). Statistics (4nd ed.). New Yourk: Rinehart and Winston, Inc.
- Hinkle, D. E., & Wiersma, W., & Jurs, S.G. (2000). Statistics for the Behaviorial Sciences. Boston: Houghton Mifflin Company.
- Howell, D.C. (1992). Statistical Methods for Psychology. Belmont, California: Duxbury Press.
- Iverson, G.R., & Norpoth, H. (1976). Analysis of Variance Bevery Hill: Sage Publications.
- Kaplan, R. M. (1987). Basic Statistics for the Behavioral Sciences. Boston: Allyn and Bacon, Inc.
- Kennedy, J.J. (1978). An Introduction to the Design and Analysis of Experiments in Education and Psychology. Lanham: University of American, Inc.
- Kirk, R.E. (1990). Statistics: An Introduction. Fort Work: Holt, Rinehart & Winston.
- Kvanli, A. H. (1988). Statistics: A Computer Integrated Approach. New York: West Publishing Company.

- Levine, G. (1991). A Guide to SPSS for Analysis of Variance. New Jersey, Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Minimum, E. W., King, B. M., & Beer, G. (1993). Statistical Reasoning in Psychology in Psychology and Education. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Misanin, J. R., & Hinderliter, C.F. (1991). Fundamentals of Statistics for Psychology Students. New York: Harpercollins Publishers Inc.
- Norusis, M. J. (1986). The SPSS Guide to Data Analysis. Chicage, IL: SPSS, Inc.
- Norusis, M. J. (1988). SPSS/PC+ Advanced Statistics V2.0. Chicage, IL: SPSS,
 Inc.
- Norusis, M. J. (1988). SPSS/PC+ Base Manual. Chicago, IL: SPSS, Inc.
- Ott, Lyman, R. & Longnecker, Michael, (2001). Statistical Methods and Data Analysis, fifth Edition, Australia, Duxbury.
- Schweigert, W. A. (1994). Research Methods and Statistics for Psychology. Pacific Grove, California: Brooks/Cole Publishing Company.
- Shavelson, R.J. (1988). Statistical Reasoning for the Behavioral Sciences. (2nd ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Winer, B.J., Brown, D. R., & Michels, K.M. (1991). SPSS Statistical Principles in Experimental Design. (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.



الملاحق

الملحق (١:١) جدول الأرقام العشوائية

11339	-19233-		11209	39594	68368	97712	36252	27671.	55091-
96971	[9968]-	31709	40197	16313	80020	01588	21654	50328	-04577
07779	37712	33816	84716	19870	59679	46946	71716	50623	38681
71675	95993	087901	. 13241	71260	16558	83316	68482	10294	45137
32801	72742	16237	72550	10570	31470	92612	91917	48822	. 79791
14835	56263	53062	71543	67632	30337.	28739	17582	40921-	32134
15544	14327	07580	48813	30161	10746	96170	60680	63507	14435
92230	41243	90765	08867	08038	05038	10908	00633	21740	55450
33564.	93563	10770 -	10595	71323	84243	09402	62877	19762	56151
84461	55618	40570	72906	30794	19111	65239	21788	38288	29180
91645	42451	83776	99216	45548	02457	71804	19536	89815	74285
78305	63797	26995	23146	56071	97081	22376	09819	56855	97424
97888	55122	65545	02904	10012	70653	24483	31258	96475	- 77668
67286	09001	09718	67231	54033	24185	52097	78713	95910.	81400
53610	59459.	89945	72102	66595	02198	26968	88167	16939	52318
52965	76189	68892	64541	02225	09603	59301	38179	75920	80186
25336	39735	25594	50557	96257	59700	27715	42432	27652	88151
73078	41371	77616	19296	55882	71507	30168	31876	28283	53424
31797	52244	38354	47800	48454	13301	14256	74281	82279	28882
47772	22798	36910	39986	34033	39868	21009	97123	59151	27583
54153	70832	37575	31898	39212	63993	05119	77565	73150	98537
93745	99871	37129	55032	91444	17884	27082	23502	06136	89476
81676	51330	58828	74199	87214	13727	80539	95037	73536	16862
79788	02193	33250	05865	53018	62394	56997		01953	13763
92112	61235	68760	61201	02189	09424	21156	10368	26527	89107
87512	28171	45150	75523	66790	63963	13903	68498	02981	25219
37535	18312	18913	07719	20407	33748	93650	39356	01011	22099
95957	96668	69380	19091	90182	13205	71802	35482	27973	46814
34642	85350	53361	63910	79546	89956	96836	81313	80712	73572
50413	31008	09231	16516	61672	79954	01291	72278	55658	84893
53312	73768	59931	55182	43761	59424	79775	17772	41552	45236
16302	64092	76015	28958	21182	30050	96256	85737	86962	27067
96357	98654	01909	58799	87374	53184	87233	55275	59572	56176
38529	89095	89538	15600	33687	86353	61917	63876	52367	79032
15939	05014	06099	76041	57638	55342	41269	96173	94872	35605
02300	23739	68485	98567	77035	91533	62500			80252
			05962	83215	25950	13867	31548	09511	17758
59750 21285	14131 53607	24973 82657	22053	29996	01729	18917	75213	21500 57336	18476
93703	60164			88931	81139	94747	72091 77982	61932	21928
15576	76654	19090 19775	63030	43259	82790	08193		68824	75315
			77518				63007		
12752	33321	69796	03625	37328	75200	77262	99004	96705	15540
89038	53455	93322	25069	88186	15026	31020	52540	10838	72490
62411	56968	08379	10159	27419 65211	12024 70387	99694	68668 59665	73039 30512	87682 66161
15853	68103 24272	38927	77105 00116	68344	92805	01634	51584	75964	53021
84558	21216	81355	00110	00344	7200)	52618	71701	17701	75021

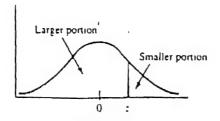
تابع الملحق (١:١)

45272	58388	69131	61075	80192	45959	76992	19210	27126	45525
68015	99001	11832	39832	80462	70468	89929	55695	77524	20675
13263	92240	89559	66545	06433	38634	36645	22350	81169	97417
66309	31466	977054.	46996	690 59	33771	95004	89037	38054	80853
56348	05291	38713	82303	26293	61319	45285	75784	50043	44438
93108	77033	68325	10160	38667	62441	87023	94372	06164	30700
28271	08589	83279	48838	60935	70541	53814	95588	05832	80235
21841	35545	11148	34775	17308	88034	97765	35959	52843	44895
22025	79554	19698	25255	50283	94037	57,463	92925	12042	91414
09210	20779	02994	02258	86978	85092	54052	18354	20914	28460
90552	71129	03621	20517	16908	06668	29916	51537	93658	29525
01130	06995	20258	10351	99248	51660	38861	49668	74742	47181
22604	56719	21784	68788	38358	59827	19270	99287	81193	43366
06690	01800	34272	65497	94891	14537	91358	21587	95765	72605
59809	69982	71809	64984	48709	43991	24987	69246	86400	29559
56475	02726	58511	95405	70293	84971	06676	44075	32338	31980
02730	34870	83209	03138	07715	31557	55242	61308	26507	06186
74482	33990	13509	92588	10462	76546	46097	01825	20153	36271
19793	22487	94238	81054	95488	23617	15539	94335	73822	93481
19020	27856	60526	24144	98021	60564	46373	86928	52135	74919
69565	60635	65709	77887	42766	86698	14004	94577	27936	47220
69274	23208	61035	84263	15034	28717	76146	22021	23779	98562
83658	14204	09445	41081	49630	34215	89806	40930	97194	21747
78612	51102	66826	40430	54072	62164	68977	95583	11765	81072
14980	74158	78216	38985	60838	82836	42777	85321	90463	11813
63172	28010	29405	91554	75195	51183	65805	87525	35952	83204
71167	37984	52737	06869	38122	95322	41356	19391	96787	64410
78530	56410	19195	34434	83712	50397	80920	15464	81350	18673
98324	03774	07573	67864	06497	20758	83454	22756	83959	96347
55793	30055	08373	32652	02654	75980	02095	87545	88815	80086
05674	34471	61967	91266	38814	44728	32455	17057	08339	93997
15643	22245	07592	22078	73628	60902	41561	54608	41023	98345
66750	19609	70358	03622	64898	82220	69304	46235	97332	64539
42320	74314	50222	82339	51564	42885	50482	98501	02245	88990
73752	73818	15470	04914	24936	65514	56633	72030	30856	85183
97546	02188	46373	21486	28221	08155	23486	66134	88799	49496
32569	52162	38444	42004	78011	16909	94194	79732	47114	23919
36048	93973	82596	28739	86985	58144	65007	08786	14826	04896
40455	36702	38965	56042	80023		04174	65533	52718	55255
33597	47071	55618	51796	71027	46690	08002	45066	02870	60012
22828	96380			-					
00631	95925	35883 19324	15910	17211	42358	14056	55438	98148	35384 01477
75722	36478	07634	31497	88118 27164	06283	84596	72091	53987	
80577	01771	61510	63114 17099			03983	09141	60562	65725
10524	20900	65463	83680	28731	41426	18853	-41523	14914	76661
93815	69446			•	11611.	64426	59065	06758	02892
81867	97119	75253	51915	97839	75427	90685	60352	96288	34248
64649	07689	93446 16711	20862	46591	97677	42704		44975	67145
04043	0,003	10/11	12169	15238	74106	60655.	56289	74166	78561

تابع الملحق (١:١)

Annual Control of the									
55768	09210		-33355	57884-	36791	00853	49969	74814	09270
38080	49460	48137	61589	42742	92035	21766	19435	92579	27683
22360	16332	05343	34613	24013	98831	17157	44089	07366	66196
40521	09057	00239-	51284	71556	22605	41293	54854	39736	05113
19292	69862	59951	49644	53486	28244	20714	56030	. 39292	45166
79504	40078	06838	105509	. 68581'	394,00	85615	52314	83202	40313
64138	27983	84048	12631	-58658	62243	82572	45211	. 37060	15017

الملحق (١:٢) جدول التوزيع السوي



z	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	у	=	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	у
.00	.0000	.5000	.5000	.3989	.36	.1406	.6406	.3594	.3739
.01	.0040	.5040	.4960 `	.3989	.37	.1443	.6443	.3557	.3725
.02	.0080	.5080	.4920	.3989	.38	1480	.6480	.3520	.3712
.03	.0120	.5120	.4880	.3988	.39	.1517	.6517	.3483	.3697
.04	.0160	.5160	.4840	.3986	.40	1554	.6554	.3446	.3683
.05	.0199	.5199	.4801	3984	41	.1591	.6591	.3409	.3668
.06	.0239	.5239	.4761	3982	42	.1628	.6628	.3372	.3653
.07	.0279	.5279	.4721	.3980	43	.1664	.6664	.3336	.3637
.08	.0319	.5319	4681	.3977	.44	.1700	.6700	.3300	.3621
.09	.0359	.5359	.4641	.3973	45	1736	.6736	.3264	.3605
.10	.0398	.5398	4602	3970	.46	.1772	.6772	.3228	.3589
.11	.0438	.5438	4562	.3965	.47	1808	.6808	3192	3572
12	.0478	.5478	4522	3961	48	1844	.6844	.3156	.3555
13	.0517	.5517	4483	.3956	49	1879	.6879	.3121	.3538
14	.0557	.5557	4443	.3951	50	.1915	.6915	3085	.3521
15	.0596	.5596	4404	3945	.51	.1950	6950	.3050	.3503
16	.0636	.5636	4364	3939	.52	1985	6985	.3015	3485
.17	.0675	.5675	.4325	3932	.53	2019	.7019	.2981	.3467
13	.0714	.5714	.4286	.3925	.54	.2054	.7054	.2946	.3448
.19	.0753	.5753	4247	.3918	.55	.2088	.7088	.2912	3429
.20	:0793	.5793	.4207	.3910	.56	.2123	.7123	.2877	.3410
21	.0832	.5832	4168	.3902	.57	.2157	.7157	.2843	.3391
.22	.0871	.5871	4129	.3894	.58	.2190	.7190	.2810	3372
.23	.0910	.5910	4090	.3885	.59	.2224	.7224	.2776	.3352
.24	.0948	.5948	4052	.3876	.60	.2257	.7257	.2743	.3332
25	.0987	.5987	.4013	.3867	-61	.2291	.7291	.2709	3312
.26	.1026	.6026	.3974	.3857	.62	.2324	7324	.2676	.3292
.27	.1064	.6064	.3936	.3847	.63	.2357	7357	.2643	.3271
.28	.1103	.6103	.3897	.3836	64	.2389	7389	.2611	.3251
.29	.1141	.6141	.3859	.3825	.65	.2422	.7422	2578	.3230
.30	.1179	.6179	.3821	.3814	.66	2454	.7454	2546	.3209
.31	.1217	.6217	3783	.3802	.67	.2486	.7486	.2514	.3187
.32	.1255	.6255	.3745	.3790	.68	.2517	.7517	.2483	.3166
.33	.1293	.6293	.3707	.3778	.69	.2549	.7549	.2451	.3144
.35	.1331	.6331	.3669	.3765	.70	.2580	.7580	.2420	.3123
	.1368	.6368	.3632	.3752	.71	.2611	.7611	.2389	.3101

تابع الملحق (١:٢)

z.	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	у_	ı	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	
.72	.2642	.7642	.2358	.3079	1.17	.3790	.8790	.1210	.2012
.73	.2673	.7673	.2327	.3056	1.18	.3810	.8810	.1190	.1989
.74	.2704	.7704	.2296	.3034	1.19	.3830	.8830	;1170	.1965
.75	.2734	.7734	.2266	.3011	1.20	.3849	.8849	11151	.1942
.76	.2764	.7764	.2236	.2989	1.21	.3869	.8869	.1131	.1919
.77	.2794	.7794	.2206	.2966	1.22	.3888	.8888	.1112	.1395
.73	.2323	.7823	.2177	.2943	1.23	.3907	.8907	.1093	.1872
.79	.2852	.7852	.2148	.2920	1.24	.3925	.8925	.1075	.1849
.80	.2381	.7381	.2119	.2897	1.25	.3944	.8944	.1056	.1826
.81	.2910	.7910	.2090	.2874	1.26	.3962	.8962	.1038	.1804
.82	.2939	.7939	.2061	.2850	1.27	.3980	.8980	.1020	.1781
.83	.2967	.7967	.2033	.2827	1.28	.3997	.8997	.1003	.1758
.34	.2995	.7995	.2005	.2803	1.29	.4015	.9015	.0985	.1736
.85	.3023	.8023	1977	.2780	1.30	.4032	.9032	.0968	.1714
.36	.3051	.8051	.1949	.2756	1.31	4049	.9049	0951	.1691
.37	.3078	.3078	.1922	.2732	1.32	.4066	.9066	.0934	.1669
.38	.3106	.8106	.1894	.2709	1.33	.4082	.9082	.0918	.1647
.89	.3133	.8133	.1367	.2685	1.34	.4099	.9099	.0901	.1626
.90	.3159	.8159 *	.1841	.2661	1.35	.4115	.9115	.0885	.1604
.91	.3186	.8186	.1814	.2637	1.36	.4131	.9131	.0869	.1582
.92	.3212	.8212	.1788	.2613	1.37	.4147	.9147	.0853	.1561
.91	.3238	.8238	.1762	.2589	1.38	.4162	.9162	.0838	.1539
.94	.3264	.8264	.1736	.2565	1.39	.4177	.9177	.0823	.1518
.95	.3289	.8289	.1711	.2541	1.40	.4192	.9192	.0808	.1497
.96	.3315	.8315	.1685	.2516	1.41	.4207	.9207	.0793	.1476
.97	.3340	.8340	.1660	.2492	1.42	.4222	.9222	.0778	.1456
.98	.3365	.8365	.1635	.2468	1.43	.4236	.9236	.0764	.1435
.99	.3389	.8389	.1611	.2444	1.44	.4251	.9251	.0749	1415
1.00	.3413	.8413	.1587	.2420	1.45	.4265	.9265	.0735	.1394
1.01	.3438	.8438	.1562	.2396	1.46	.4279	.9279	.0721	.1374
1.02	.3461	.8461	.1539	.2371	1.47	.4292	.9292	.0708	.1354
1.03	.3485	.8485	.1515	.2347	1.48	.4306	.9306	.0694	.1334
1.04	.3508	.8508	.1492	.2323	1.49	.4319	.9319	.0681	.1315
1.05	.3531	.8531	.1469	.2299	1.50	.4332	.9332	.0668	.1295
1.06	.3554	.8554	.1446	.2275	1.51	.4345	.9345	.0655	.1276
1.07	.3577	.8577	.1423	.2251	1.52	.4357	.9357	.0643	.1257
1.08	.3599	.8599	.1401	.2227	1.53	.4370	.9370	.0630	.1238
1.09	.3621	.8621	.1379	.2203	1.54	.4382	.9382	.0618	.1219
1.10	.3643	.8643	.1357	.2179	1.55	.4394	.9394	.0606	.1200
1.11	.3665	.8665	.1335	.2155	1.56	.4406	.9406	.0594	.1182
1.12	.3636	.8686	.1314	.2131	1.57	.4418	.9418	.0582	.1163
1.13	.3708	.8703	.1292	.2107	1.58	.4429	.9429	0571	.1145
1.14	.3729	.8729	.1271	.2083	1.59	.4441	.9441	.0559	.1127
1.15	.3749	.8749	.1251	.2059	1.60	.4452	.9452	.0548	.1109
1.16	.3770	.8770	.1230	.2036	1.61	.4463	.9463	.0537	.1092

تابع الملحق (١:٢)

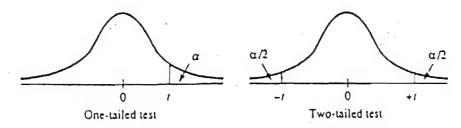
1	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	у	2	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion	у
1.62	.4474	.9474	.0526	.1074	2.07	.4808	.9808	.0192	.0468
1.63	.4484	.9484	.0516	.1057	2.08	.4812	9812	.0188	.0459
1.64	.4495	.9495	.0505	.1040	2.09	.4817	.9817	.0183	.0449
1.65	4505	.9505	.0495	.1023	2.10	.4821	.9821	.0179	.0440
1.66	.4515	.9515	.0485	.1006	2.11	.4826	.9826	.0174	.0431
1.67	.4525	.9525	.0475	.0989	2.12	.4830	.9830	.0170	.0422
1.68	.4535	.9535	.0465	.0973	2.13	.4834	.9834	.0166	.0413
1.69	.4545	.9545	.0455	.0957	2.14	.4838	.9838	.0162	.0404
1.70	.4554	.9554	.0446	.0940	2.15	.4842	.9842	.0158	.0396
1.71	.4564	.9564	.0436	.0925	2.16	.4846	.9846	.0154	.0387
1.72	.4573	.9573	,0427	.0909	2.17	.4850	.9850	.0150	.0379
1.73	.4582	.9582	.0418	.0893	2.18	.4854	.9854	.0146	.0371
1.74	.4591	.9591	.0409	.0878	2.19	.4857	.9857	.0143	.0363
1.75	,4599	.9599	.0401	.0863	2.20	.4861	.9861	0139	.0355
1.76	.4608	.9608	.0392	.0848	2.21	.4864	.9864	.0136	.0347
1.77	.4616	.9616	.0384	.0833	2.22	.4868	.9868	.0132	.0339
1.78	.4625	.9675	.0375	.0818	2.23	.4871	.9871	.0129	.0332
1.79	.4633	.9633	.0367	.0804	2.24	.4875	.9875	.0125	.0325
1.80	.4641	.9641	.0359	.0790	2.25	.4878	.9878	.0122	.0317
1.81	.4649	.9649	.0351	.0775	2.26	.4881	.9881	.0119	.0310
1.82	.4656	.9656	.0344	.0761	2.27	.4884	.9884	.0116	.0303
1.83	.4664	.9664	.0336	.0748	2.28	.4887	.9887	.0113	.0297
1.84	.4671	.9671	.0329	.0734	2.29	.4890	.9890	.0110	.0290
1.85	.4678	.9678	.0322	.0721	2.30	.4893	.9893	.0107	.0283
1.86	.4686	.9686	.0314	.0707	2.31	.4896	.9896	.0104	.0277
1.87	.4693	.9693	.0307	.0694	2.32	.4898	.9898	.0102	.0270
1.88	.4699	.9699	.0301	.0681	2.33	.4901	.9901	.0099	.0264
1.89	.4706	.9706	.0294	.0669	2.34	.4904	.9904	.0096	.0258
1.90	.4713	.9713	.0287	.0656	2.35	.4906	.9906	.0094	.0252
1.91	.4719	.9719	.0281	.0644	2.36	.4909	.9909	.0091	.0246
1.92	.4726	.9726	.0274	.0632	2.37	.4911	.9911	.0089	.0241
1.93	.4732	.9732	.0268	.0620	2.38	.4913	.9913	.0087	.0235
1.94	.4738	.9738	.0262	.0608	2.39	.4916	.9916	0084	.0229
1.95	.4744	.9744	.0256	.0596	2.40	.4918	.9918	.0082	.0224
1.96	.4750	.9750	.0250	.0584	2.41	.4920	.9920	.0080	.0219
1.97	.4756	.9756	.0244	.0573	2.42	.4922	.9922	.0078	.0213
1.98	.4761	.9761	.0239	.0562	2.43	.4925	.9925	.0075	.0208
1.99	.4767	.9767	.0233	.0551	2.44	.4927	.9927	.0073	.0203
2.00	.4772	.9772	.0228	.0540	2.45	.4929	.9929	.0073	.0198
2.01	.4778	.9778	.0222	.0529	2.46	.4931	.9931	.0069	.0194
2.02	.4783	.9783	.0217	.0519	2.47	.4932	.9932	.0003	.0189
2.03	.4788	.9788	.0212	.0508	2.48	.4934	.9934	.0066	.0184
2.04	.4793	.9793	.0207	.0498	2.49	.4936	.9936	.0064	0180
2.05	.4798	.9798	.0202	.0488	2.50	.4938	.9938	.0062	.0175
2.06	.4803	.9803	.0197	.0478	2.51	.4940	.9940	.0060	.0171

تابع الملحق (١:٢)

	Mean to	Larger Portion	Smaller Portion			Mean to	Larger	Smaller	٠.
1	I	Fortion	Fortion	У	=	1	Portion	Portion	У
2.52	.4941	.9941	.0059	.0167	2.81	.4975	.9975	.0025	.0077
2.53	.4943	.9943	.0057	.0163	2.82	.4976	.9976	.0024	.0075
2.54	.4945	.9945	.0055	.0158	2.83	.4977	,.9977	; .0023	.0073
2.55	.4946	.9946	.0054	.0154	2.84	.4977	.9977	.0023	.0071
2.56	.4948	.9948	.0052	.0151	2.85	.4978	.9978	.0022	.0069
2.57	.4949	.9949	.0051	.0147	2.86	.4979	.9979	.0021	.0067
2.58	.4951	.9951	.0049	.0143	2.37	.4979	.9979	.0021	.0065
2.59	.4952	.9952	.0048	.0139	2.38	.4980	.9980	.0020	.0063
2.60	.4953	.9953	.0047	.0136	2.89	.4981	.9981	.0019	~0061
2.61	.4955	.9955	.0045	.0132	2.93	.4981	.9981	.0019	.0060
2.62	.4956	.9956	.0044	.0129	2.91	.4982	.9982	.0018	.0058
2.63	.4957	.9957	.0043	.0126	2.92	.4982	.9982	.0018	.0056
2.64	.4959	.9959	.0041	.0122	2.93	.4983	.9983	.0017	.0055
2.65	.4960	.9960	.0040	.0119	2.94	.4984	.9984	.0016	.0053
2.66	.4961	.9961	.0039	.0116	2.95	.4984	.9984	.0016	.0051
2.67	.4962	.9962	.0038	.0113	2.96	.4985	.9985	.0015	.0050
2.68	.4963	.9963	.0037	.0110	2.97	.4985	.9985	.0015	.0048
2.69	34964	.9964	.0036	.0107	2.98	.4986	.9986	.0014	.0047
2.70	.4965	.9965 •	.6035	.0104	2.99	.4986	.9986	.0014	.0046
2.71	.4966	.9966	.0034	.0101	3.00	.4987	.9987	.0013	.0044
2.72	.4967	.9967	.0033	.0099		* * *			
2.73	.4968	.9968	.0032	.0096	3.25	.4994	.9994	.0006	.0020
2.74	.4969	.9969	.0031	.0093			• • •		
2.75	.4970	.9970	.0030	.0091	3.50	.4998	.9998	.0002	.0009
2.76	.4971	.9971	.0029	.0088					
2.77	.4972	.9972	:0028	.0086	3.75	.4999	.9999	.0001	.0004
2.78	.4973	.9973	.0027	.0084			• • •		
2.79	.4974	.9974	.0026	.0081	4.00	.5000	1.0000	.0000	.0001
2.80	.4974	.9974	.0026	.0079	M				

___ الملاحق

الملحق (٢:٢) جدول توزيع ت



			Level of	Signific	ance for	One-Tai	led Test		
	.25	.20	.15	.10	.05	.025	.01	.005	.0005
			Level of	Signific	ance for	Two-Tai	led Test		
df	.50	.40	.30	.20	.10	.05	.02	.01	.001
I	1.000	1.376	1.963	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.620
2	0.816	1.061	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.599
3	0.765	0.978	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12,924
4	0.741	0.941	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	0.727	0.920	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.869
6	0.718	0.906	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	0.711	0.896	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.408
8	0.706	0.889	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	0.703	0.883	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	0.700	0.879	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	0.697	0.876	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	0.695	0.873	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	0.694	0.870	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4,221
14	0.692	0.868	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4,140
15	0.691	0.866	1.074 -	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	0.690	0.865	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	0.689	0.863	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	0.688	0.862	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	0.688	0.861	1.066	1.328	1.729	2.093	2:539	2.861	3.883
20	0.687	0.860	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	0.686	0.859	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	0.686	0.858	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	0.685	0.858	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.768
24	0.685	0.857	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	0.684	0.856	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	0.684	0.856	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	0.684	0.855	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	0.683	0.855	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	0.683	0.854	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	0.683	0.854	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	0.681	0.851	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
50	0.679	0.849	1.047	1.299	1.676	2.009	2.403	2.678	3.496
100	0.677	0.845	1.042	1.290	1.660	1.984	2.364	2.626	3.390
œ	0.674	0.842	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

الملحق (١:٢) جدول توزيع فmAX

UPPER PERCENTAGE POINTS OF THE Fmax STATISTIC Fmax=(o²largest)/(o²smallest)

df for		,	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	k -	numbe	r of v	ariano	es				
σ ² 3	x	2	3	41	۰ 5 [°] ,	6	7	8	9	10	11	12
. 4	.05	9.60 23.2	15.5 37.	20.6 49.	25.2 59.	29.5 69.	33.6 79.	37.5 89.	41.4 97.		48.0 L13.	
5	.05	7.15 14.9	10.8	13.7 28.	16.3 33.	18.7 38.	20.8	22.9 46.	24.7 50.	26.5 54.	28.2 57.	29.9 60.
6	.05	5.82 11.1		10.4		13.7 25.	15-0 27.	16.3 30.	17.5 - 32.	18.6 34.	19.7 36.	20.7 37.
7	.05	4.99 8.89		8.44 14.5			11.8 20.	12.7 22.	13.5 23.	14.3 24.	15.1 26.	15.8 27.
8	.05	4.43 7.50	6.00 9.9			9.03 14.5		10.5 16.9	11.1 17.9	11.7 18.9	12.2 19.8	12.7 21.
9	.05	4.03	5.34 8.5	6.31 9.9				28.95 13.9	9.45 14.7	9.91 15.3		10.7 16.6
10 '	.05	3.72 5.85	4.85 7.4	5.67 8.6	6.34 9:6		7.42 11.1		8.28 12.4.	8.66 12.9		9.34
12	.05	3.28 4.91	4.16 6i1	4.79	5.30 7.6	5.72 8.2	6.09 8.	6.42 9.1	6:72 9.5	7.00 9.9	.7.25 10.2	7.48
15	.05	2.86 4.07	3.54 4.9	4.01 5.5	4.37 6.0	4.68 6.4	4.95 6.7		3.40 7.3	5.59 7.5	5.77 7.8	5.93 8.0
20	.05	2.46 3.32	2.95 3.8	3.29 4.3	3.54 4.6	3.76 4.9	3.94 5.1	4.10 5.3	4.24 5.5	4.37 5.6	4.49 5.8	4.59 5.9
30	.05	2.07 2.63	2.40 · 3.0	2.61 3.3	2.78 3.4		3.02	3.12 3.8	3.21 3.9	3.29 4.0	3.36 4.1	3.39 4.2
60	.05	1.67	1.85 2.2	1.96 2.3	2.04	2.11 2.4	2.17 2.5	2.22 2.5	2.26	2.30 2.6	2.33	2.36 2.7
••	.05	1.00	1.00	1.00	1.00		1.00		1.00	1.00		1.00

الملحق (٢:٢) جدول توزيع ف

The specific ℓ distribution must be identified by the number of degrees of licedoin characterising the numerator and the denominator of ℓ . The values of ℓ corresponding to 3% of the size in the upper tail are shown in roman type. Those corresponding to 1%, in bold face type.



DEGREES OF										DEC	PEES C		MYM5 6	0 IN F RA	rot									
FREEDON: ENCHUNATOR	1.	3	3	4	3	6	,	5	,	10	11	(2	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	100	-
1	161				230							344		246		249		241	252		253			
					5764																			
2					19.33																			
					99.30																			
3					901																			
	34.12	30.43	29.46		28.24																			
4			6 59																				5 64	
					15.32																			
5					1 05							4 68		4 60		4 53		4,46		9.17	4.40	9.97		
1					10.97								9.72	9 68		9.47						-		
• •		3 (4	4.76 9.78		8.75	8.47	4 21 8.26					7.72		3 9 3	3 87 7.39	3 84 7.31		3.77 7.14	3.73 7.09	3 72 7.02	3.71 6.99			
_			-						3 68	3 63				3.49	3 44	3 41	3.38			3 29	3 2 6			
7		9.15	4.35 8.45		5 97 7.46				6.71					6.27		6.07		5.99		5.78	1.71			
	5 12			3.04	3 69	3.58	3 50	3 14	3 39					3 20	3.15	3.12		3 03		3 00	2 98			
•	11.26			7.91	6.63					5.82		9.67		3.48	5.36	5.28				3.00	1.96			
,	3 12	4 26	3 86	161	3.48	3 37		3 2 1	3.16	313				-	293	2.90				2 17	1.76			
•	10.56	8.92		6.42	6.06	5.00	5 62	3 47	5.35			3.11		4.92	4.80	4.73				4.45	4.41			4.3
10	4 96	4 10	3.71	3 48	3 3 3	3 22	314	3 07	3 02	3 97	2 94	291	3 86	2 82	2.77	2.74	2 70	2.67	2 64	2 4 1	2.59	2.56	2.55	2.5
	10.04	7.36	6.55	9.99	3.44	5.39	3.21	3 0 6	4 95	4 # 5	4.78	4.71	4 60	4.52	4.41	4.33	4.35	4.17	4.12	4.05	4.01	3.94	9.95	3.9
11	4.84	3 94	3 39	3 36	3 20	1 09	301	2 91	1 90	2.86	2 82	2 79	2.74	2.70	2 65	261	2 5 7	2 53	2 50	2.47	2.45	2.42	2.41	2 4
	9.49	7.10	6.22	5.67	5.32	5.07	4 8 8	4.74	4.63	4.5 8	1.46	4.40	4.29	4.21	4.10	4.02	3 94	3.66	3.80	3.74	5.70	3 66	3.62	. 16
,12	4.73	5 88	3 49	3 26	3 (1	3 00	3 92	2 65	1 80	2 76	1.72	2 69	161	2 60	2 5 4	\$ 50	2 46	2.42	2 40	2 36	2.35	2.52	2.31	2 3
	933	6.93	5.95	5.4E	3.06	4.82	4 65	4.50	4.39	4.50	4.22	4.16	4 85	5.98	3 86	5.76	3.70	3.61	3.56	3.49	3.46	3.41	3 38	3.5
,13	. 4 67	3 80	5 41	3.16	302	2.92	2 84	2 77	2 73	361	165	2 60	2 55	2.51	2 46	2 42	2 38	2 34	2 3 2	2 2 8	2.26	2 2 4	2 22	3 1
1	9.97	6.70	9.74	9.20	4.66	4 6 2	4.44	4 30	4.19	4.10	4 0 2	3.96	3.85	3.78	3 67	3.19	3.31	3.42	3.37	3.50	3.27	3.21	3.10	3.1
14	4 60	3 74	3 34	5 1 1	2.94	2 85	277	2 70	2 65	3 60	2 36	2 53	2.44	2 14	2.59	2.35	2.51	2.27	2 24	2 21	2.19	2 16	2 14	2 1
	0.06	6.91	3.36	5.03	4.69	4.46	4 28	4.14	4 93	3 94	5 86	3.80	3,79	3,62	3.51	3.45	3.34	3.26	3.21	3.14	3.11	3 06	5 61	3.0
15	1 54	3 68	3 29	3 06	3 90	2 19	2 20	3 64	2 59	2 55	2 51	2 48	2 45	1 39	2.35	2 29	2 25	2.21	2.18	215	2.12	5 10	3 08	20
	0.60	6.36	5.42	4.89	4.26	4.32	4.14	4.00	3 # 7	3 40	3 73	3 67	3.56	3.48	3.36	9.29	3.29	3.12	5.07	3.00	2.97	2.92	2 89	2.8
16		3 6 3	5 24	5 01	2 85	2 74	266	2 59	251	2.19	2.45		2.57	2 35	2 2 8	2 24	2.20	2.16	213	2.09	107	2 04	3 0 3	3.0
4:		6.25	5.29	4.77	4.44	1.20	4.03	3 69		3.69	3.61		3.45		3.25	3.11	3.10	5.01	2.96	2.69	2.86	2 80	7.77	2.7
,17		3 59		1 76	2.61	2 70	262				2.41			2 29	2 23	2 19	2.13	2.11	2 08	3 04	2 02	1 99	1.97	1.94
	8.49	6.11	5.18	4.67	4.14	4.10	3.93	1.79	3.68	3.59	3.52	1.41	3.33	1.27	3.16	3.08	3.00	2.92	2 86	2.79	2.76	2 70	2 67	2.4

بع الملحق (٢:٣)	ſ.
-----------------	----

15	4 41 3 33	3 16	1 91	277	z 66	2.54	2 51	2 45	141	2 37	2 34	1 19	2 25	2 19	2.15	2 13	107	3 04	7 00	2 94	121	1 73	1 92
	8 24 6.01	5 P 9	4.58	4.25	4.01	5 8 5	571	1 60	3.51	3 64	3 37		3.19	5 97	3 00			3.78	2.71	2 64	2.64	1.59	2 57
19	6.36 3.52	3 13	1 90	274	2 63	2.55		4 +5		234	1 5 5	2 36	2 21	2.15	311	207		3 00	1 96	194	1 91	1.90	1 60
	0.14 5.93	9 81	4.50	4.17	3 94	3.77	3 63	1.32	3 4 9	3.36	3.39	3.19	5,12	3 00	2.92	2.6+	2.76	3.70	2.65	2.60	2 3 4	3 9 1	2.49
20	4 35 3.49 5.16 5.05	3.1Q 4.94	3 87 4.13	4.10	3.87	3.71	3.45	3.40	3 35	3.50	2.78	3 23	2 19	3 13	206	2 04	1,99	1 94	192	190	1 87	1 35	1.84
••	4.33 3.47	3 07	1 11	2 6 8	2 57	2 19	2 12	2.37	2 3 2	3.30	3.23	3.13	3 0 3	3 9 4	3.86	2.77		3.43	2 5 6	3.53	2.47	2,44	2.42
31	8.02 5.78		4.37		3.01		3-51	3.40	1.11	3 24	2 25 3-17	3 20	3.11	2 09	2.80	2.00	1.06	1.93	3.51	1.67	7.64	1 62	1 01
12	4 30 3.44	3 05	2 12	2 66	135	-			2 10	2 14	1 23	218	113	207	203	1.98	193	191	1.07	1.84	1.61	1 00	1.76
	7 94 5.72	4.42	4 31	3.99	3.76	3.19	3.43	3.33	3.25	3-16	112	3.02	2.94	2.45	2.75	2 67	2.30	3.53	2,46	3 4 3	2 37	2.33	2.31
23	4.28 3.43	3 0 3	3 80	264	2 5 3	3 45	2 50	1 12	2 23	3 34	2 20	2 14	3 10	204	2 00	196	1 93	1.44	1.01	1.83	1.79	1.77	1.76
	7.08 9.44	4.76	4.36	3 9 1	371	3.54	3.41	3.30	3.71	3.14	3.97	2.97	2.89	2.78	3.70	1.43	2.53	2 1 .	3.41	3.37	1 32	2.28	7.26
24	4 26 3 40	301	2.78	762	2 5 8	2 43	2 56	2 30	2 26	2 3 2	1.10	2 13	3 09	103	190			1 84	1.83	1 80	1.74	171	173
	7.82 3 61	4.71	4.23	5.90	3 67	3.90		3.25	3.17	3 09	3 0 3	2.93	2 4 3	2.74	2 44	3.90	2.49	2.44	3.34	2.33	3.27	1.25,	1.21
25	4 24 3 30	2 99	2.76	2 60	149	2 41	3 34	1 24	2.34	3 23	3 14	3 11	3 96	2 00	1 96	1.93	1 87	1.64	1 40	177	1.34	1.23	176
	7.77 5.37	4.64	1.18	3 84	3 6 3	3.46		1 21	3-15	3.03	2.99	2 49	1.4)	3.70	2 62	2.91		2 10	2 3 2	2 29	3 23	z. 19,	
16	4 32 3 37 7.72 5 55	3 9 8 4.64	2.74 4.34	3.50	3 47	2 39	2 33 5.29	1 17	3 22	3 9 3	2.96	110	3 US	1 99	1.58	1 90	1 85 2.44	2 36	1.78	41.76 2.35	1.73	170	1 69
27	4.81 3.35	2 96	1 71	3 52	2 16	2 17		2.25	2 10	2 16	2 13	100	203	1 2 7	1.91	1 84	1 64	1 89	1.76	1.24	171	160	1 6 2
• ,	7.68 5.49	4 60	4.13	3.79	3.56	3 39		3 14		3.98	2.93	1 01	3.74	7 6 3	2.55	3.47	2.30	2 3 3	2 2 3	1 21	3 16	2.13	1.19
10	4.20 3.34	2 99	3 71	2 56	2 4 4	2 34	3 49	224	2 19	8 15	3 1 2	2 04	303	1 94	191	1 47	1.01	1.78	1.75	1.73	1 6.9	167	1.44
	7.64 5.49	4.57	4 07	3.74	3 33	3 34	3.25	3.11	103	2 95	2 90	2 10	2.71	3 4 0	2.93	3 44	2.35	2.30	2.22	2.10	3 1 2	109	1.04
29	614 335	2.93	3 70	2.54	3 43	2 35		3.21	318	3 14	3 10	205	\$ 00	194	1.99	1 #5	1 60	1 77		1.71	1 68		1 44
	7.68 5.41	4.34	4.04	3.73	3.50	3 33		3 68	100	2.92	2 87	2.77	1 64	2.37		2.4 L	-			3.15		1	2.03
30	4 17 3 32 7.56 4 39	2.92 4.51	1.01	3 53	3 12	2.31	11.		216	3:13	3 09	2 04	1 99	1 23								1 64	
	1.15 3.39	2.93	2.67	251	3.47	3 30		-	3.14		2.84	2.74	1.97	1.91	1.07	2.59		3.24			3 07		
33	7.10 1.11	4.46	3 97	3.66	3.42	1.25		1.01		1.06	1 80	1.70		2.51		2.54		2.20	2.12	1.00		156	137
54	4.13 3.34	2 40	265	2 49	2 18	2 30		217	3 1 2	200	2 05	2 00	1 95	1 49	1.84	1 80	1.74	1.21	1.67	1.64	161	132	1.37
••	7.44 5.29	4.42	3.93	3 61	3.38	3.21		2 97		3 6 2	3.74	2 66	2.50	3.47	3.58		2.21	2.15	3.04	2.04	1.98	194	1.91
36	4.11 3.26	2 86	2 43	2.48	2 14	2 24	2.21	2.15	2.10	2 0 6	203	3 94	193	1 87	1 #2	4.78	8.72	1 49	6.63	1 62	1 19	1 56	1 55
	7.59 5.25	4.35	3 . 9	3.58	3.35	3.64	3 04	2.94	2 84	2.78	2.78	2.62	2.54	2.43	2.23	1.26	3.17	3.13	2 P4	2.40	1 94	1 90	1.07
30	4 10 3 25	2 85	1.62	2 46	2.35	2 24	2.19	3 1+	3.09	3 0 3	2 0 3	1.96	1 93	1 45	1 80		1.21	4 67	1.63	1 60	1.57		1.55
	7.35 5.31	4.34	3 4 6	3.34	3.32	3 19		2 91	3 4 2	2.79	2.69	2.39		2.40	2.32			3.09		1.97		1.860	5,84
40	4 08 3.13	2 84	261	2.45	3 5#			2.12	2.07	204	2 00	1.93	2.49	141	1 79		1 69	1 66	161	1.39		1.33	1.53
	7.31 9.18 4.07 3.22	4.51 2.65	3.85	3.51	3 27	3 12	2 99	2 11	1.66	2 02	1.99	2.56	1 119	1 92	1.78	3.10	3.11 168	3.91	1.97	1.96	1.48	1 11	1.41
42	7.27 5.15	1.29	3.40	3.49	1 26	5.10	1.96	2.46	1.77	2.70	2.64	2.51	3.46	2,35	2.76	1.73	3 08	2.03	1.94	191	1.45	1 80	1 49
84	4.04 3.21	2 43	4.58	2 43	431	4 23		3 10	1 05	201	178	1 92	1.44	1.41	1.26	1.73	1 66	1 63	1 34	1 56	1.52	1.50	1.48
**	7.24 5.12	4.34	9.78	3.46	3.24	2.07		2.44	2.75	2.66	3.63	2.53	2.64	2.32	2.24		3.04	3.00	1.93		1.02	3.78	1.75
+4	405 320	2 41	3 57	3 42	2 30	2.22	2.84	2 09	2.04	3 00	1 97	191	1 47	1 00	1 75	1.71	1 63	1.63	157	1.54	1 51	1 68	3.46
	7.21 5.10	4.24	5.76	3,44	3.22	5.03	2 9 2	2 = 3	7.73	3.46	2.60	2 50	3.43	2.30	2.23	2.13	2.04	3.98	1.90	3.86	1 00		1.73
48	404 317	2 80	2 56	2 41	2.30	2 21		2 04	205	1 99	1 96	1 90	1 86		1.74		1 64	1.61		1 53		647	i.43
	7.19 5.08	4.22	3.74	9,42	3.20	3.04	3.90	3.80	2.71	3.64	3.54	2.44	3.40	3.34	1.10	2.31	2 0 3	1.96	1.067	1.84	1.78	1.73	1.70

تابع الملحق (٢:٣)

DEGREES OF										DE	GREES C)P	MOM: A	UNER	TOR								
ROTANIMONE	à	3	3	4	5	6	7	В	9	10	11	12	14	16	20	24	30	40	50	75	100	200	50
50	4.03	5 18	2.79	2.56	2.40	2 29	2 20	3 13	2.07	2 0 2	1.98	193	1 90	1 85	1.78	1.74) 69	165	1 60	1 55	1.52	1 18	- 1
	7.17	3.06	4.29	3.72	5.41	3.18	3.02	2.86	2 78	2.70	2 62	2.56	2.46	2.59	1.16	2.15	2.10	2.00	1.94	1.86	1.82	1.76	ă.
55	4.02	3 17	2.78	2.54	2.58	2.27	218	2.11	2 05	2 00	1.97	1 95	1.88	1.83	1.76	3.72	1 67	161	1 58	1.52	1.50	1.46	- 1
	7.12	3.01	4.16	5.68	3.37	3.15	2.98	2.85	2 75	2.66	2.59	2.55	2.43	2.55	2.23	2.15	3,06	1.96	1.90	1.82	1.78	1.71	1.
60	4 00	3 15	2 76	2 52	2 37	2.25	2 17	210	2 0 4	1.99	195	1 92	1.86	1.81	1.75	1.70	1 65	1 59	156	1 50	1 48	3.44	1
	7.08	4.98	4.13	3.65	3.54	5.12	2.95	2 8 2	2.72	2.63	2.56	2,50	2.40	2.52	2.20	2.12	2 03	1.95	1.67	1.79	1.74	1.68	1.
63	3.99	3.14	2.75	2 51	2.36	2.24					194			1 80	1.73	168	1 63	3 57	1 54	1.49	1 16	3.42	ł
	7.04	4.93	4.10	3 62	3.31	3.09	2.95	7.79 .	2.70	2.61	2.54	2.47	2-37	3.30	2.48	2.09	2.00	3.90	1.84	1.76	1.71	3.64	- 1
70 '	3.98		2.74	2.50	2.35	2.23	2.14					1.89	184		1.72	1.67		1.56	1.55	1.47	1 45	1 40	
	7.01	4.93	4.08	3.60	3.29	3.07	3.91	2.77	3.67	2.39	2.31	2.19	2.35	3,24	2.19	2.07	1.90	1.44	1.83	3.74	1 67	1.63	1
80	3 96		2.72	2 48	2.55		2.12						1 82			1.65	1.60		1.51	1.45	1 42	1 38	- 1
	6.96	4.88	4.04	3.56	3.25	5.04	3 87			2.33		2.41			3.11	2.05		4.84	1.78	1.70	1.65	1.57	1
100		3 09	3.70	2.46	2 50	2 19	3 10			192			1.79	1.75	1.68	163	1 57		1 48	1.42	1 39	1.34	
	-	4.82	3.98	3.51	3.20	2.99	2.82				2.43		2.26		2,06		1.89				1.59	1.51	
125	3 92		2.68	2.44	2.29	2.17	2.08				1 86						1 55			1.39	1.36	1.31	
	6.64		3.94	3.47		2.95					2.40		-		2.03			-	1.68	1.59	1.54	1.46	,
150		3.06	2.67	2.45		2.16	2 07	2 00		1 89	1 85		1.76	1.71	1 64	1.59	1.54	142	3 44	1.57	1 34	1.29	- 1
		4.75	3.91	3,44		2.92	-				2.37		3.20		2.00	1.91	1.83	1.72	1.66	1.56	3.51	1.43	1
200	3 89	3 04	3 65	3.41	-	2.14		198			1.83		1.74	1.69	1.62		5.35	2.45	1 42	1.35	1.32		i
		4.71	3.88	3.41	3.12	2.90		1.60			2.34		2.17		1.97			1.69	-	1.53	3.48	1.39	ı
400	3.86	3.02	2.62	2.19	3 2 3	2 12					1.51		1.22			1.54		1 42	1.35	1 52	1 25		- 1
		4,66	3.83	3.36	3.06	2.85					2.29		2.12		1.92	1.84		1.64	1.57	1.47	1.42	1.32	1
1000	3 85	3.00	3 61	2 35	2 22	2.10				1 84				1.65			1.47			1 50	1 26	1.19	1
	6.66 .		3.60	5 34	3.01	2.B2					2.26					1.81	1.71	1.61	1.54	1.44	1.38	1.26	-
-	3 84 6.64		2 60	2 37	3 21						1.79				1.57	1.52				1.28	1.24	1.17	1

الملحق (١:٤) جدول توزيع ولكوكسون للبينات المستقلة .

. CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF W_{s} FOR RANK-SUM TEST FOR TWO INDEPENDENT SAMPLES ($N_{1} \leq N_{2}$)

			, N _i	= 1						N	₁ == 2				
.N, .	.001	.005	.010	.025	.0\$.10	2W	001	.005	.010	.025	.05	.10	200	N ₁
: :							4 5						-:	10 12	2
;							6						3	14	4
5							7					3	4	16	Š
6							8					3	4	18	ó
7							9				_	3	4	20	7
8	l					_	10				3	4	5	22	5
9						1	11				3	4	5	24	9
10						1	12				3	4	6	26	10
11						1	13				3	4	6	28	11
12						1	14			-	4	5	7	30	12
13						l ,	15			3	1	•	? 8	32 34	13
14 15						1	16			3	1	6	8	36	14 15
ló	1					1	18			3	4	6	8	38	16
17	1		•			i	19			ŝ	5	6	9	40	17
18					_	i	20		_	3	5	7	9	42	18
ſò					1	2	21)	4	5	7	10	4.4	19
20	1				1	2	22		3	4	5	7	10	46	20
21	1				1	2	23		3	4	6	8	11	48	21
22	1				i	2	24		3	4	6	8	11	50	22
23					1	2	25		3	4	6	8	12	52	23
24	1				1	2	26		3	4	6	9	12	54	24
2.5					_1	2	27		3	4	6	9	12	56	25
			N	1 = 3							$N_1 = 4$				
N ₃	.001	.005	.010	.025	.05	.10	217	.001	.00\$.010	.025	.05	.10	217	V N
3					6	7	21							•.	
4	1			6	6	7	24 27	1		-	10	11	13 14	36 40	4
5	Ì			7	7 8	8 9	30	1	10	10 11	11	12 13	15	44	5
6 7	ì		6	7	8	10	33	Ì	10	11	12 13	14	16	48	7
3			6	8	9	11	36	1	11	12	14	15	17	52	é
9		6	7	8	10	11	39	_	11	13	14	16	19	56	ç
10	1	6	7	9	10	12	42	10	12	13	15	17	20	60	10
11	i	6	7	9	11	13	45	10	12	14	16	18	21	64	11
12	1	7	8	10	11	14	48	10	13	15	17	19	22	68	1.
13		7	8	10	12	15	51	11	13	15	18	20	23	72	13
	- 1	7	8	11	13	16	54	11	14	16	19	21	25	76	14
14		8	9	11	13	16	57	lii	15	17	20	22	26	80	1:

تابع الملحق (٤:١)

	$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$										N₁ ≔	4			
N_1	.001	.005	.010	.025	.0\$.10	2W	.001	.005	.010	.025	.0\$.10	2W	N,
16		8	9	12	14	17	60	12	15	17	21	24	27	84	16
17	6	8	10	12	15	18	63	12	16	18	21	25	28	88	17
18	6	8	10	13	15	19	66	13	16	19	22	26	30	92	18
19	6	9	10	13	16	20	69	13	17	19	23	27	31	96	19
20	6	9	11	14	17	21	72	13	18	20	24	28	32	100	20
21	7	9	11	14	17	21	75	14	18	21	25	29	33	104	21
22	7	10	-		18	22	78	14	19	21	26	30	35	108	2.2
23	7			15	19	23	81	14	19	22	27	31	36	112	23
24	7	10	12	16	19	24	84	15	20	23	27	32	38	116	24
25	7	11	13	16	20	25	87	15	20	23	28	33	38	120	25
			Ŋ	V ₁ = 5							N ₁ =	6			
N ₁	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	N ₂
5		15	16	17	19	20	55								
6		16	17	18	20	22	60	-	23	24	26	28	30	78	6
7	-	16	18	20	21	23	65	21	24	25	27	29	32	84	7
8	15	17	19	21	23	25	70-	22	25	27	29	31	34	90	8
9	16	18	20	22	24	27	75	23	26	28	31	33	36	96	9
10	16	19	21	23	26	28	80	24	27	29	32	35	38	102	10
11		20		24	27	30	85	25	28	30	34	37	40	108	11
12	1					32	90	25	30	32	35	38	42	114	12
13	1		_	-		33	95	26	31	33	37	40	44	120	13
					31	35	100	27	32	34	38	42	46	126	14
	1					37	105	28	33	36	40	44	48	132	15
			_		-	38	110	29	34	37	42	46	50	138	16
-						40	115	30	36	39	43	47	52	144	17
						42	120	31	37	40	45	49	55	150	18
19	22	27	30	34	38	43	125	32	38	41	46	51	57	156	19
20	22	28	31	35	40	45	130	33	39	43	48	53	· 59	162	20
21	23	29	32	37	41	47	135	33	40	44	50	55	61	168	21
22	23	29	33	38	43	48	140	34	42	45	51	57	,63	174	22
23	24	30	34	39	44	50	145	35	43	47	53	58	65	180	23
24	25	31	35	40	45	51	150	36	44	48	54	60	67	186	24
25	25	32	36	42	47	53	155	37	45	50	56	62	69	192	25

تابع الملحق (٤:١)

			N,	≠ 7			I			7	$l_t = 8$				
.V2	1 00	.005	.010	.025	.05	.10	21	.001	.005	.010	.025	.05	.10	200	N _L
	29	32	24	36	39	41	105								
5	30	34	35	38	41	44	112	40	43	45	49	51	5.5	136	8
9 !	31	35	37	40	43	16	119	41	45	4-	51	54		144	9
:0	33	37	39	4:	72	73	126	42	47	10	53	56	60	182	10
:1	34	38	40		17	51	- 153 j	44	19	51	53	59	63	160	11
12	35	40	13	16	49	54	140	45	51	53	53	62	60	168	1.2
13	36	41	44	48	52	56	147	47	53	56	60	64	69	176	13
14	37	43	45	50	54	59	154	48	-4	58	62	67	72	184	14
15	J8	44	47	57	56 .	16	161	50	56	60	65	69	75	192	15
16	39	46	49	54	58	64	168	51	58	62	67	72	78	200	16
17	41	47	_c 51	56	61	66	175	53	60	6-4	70	75	81	208	17
15	42	49	52	58	63	69	182	54	62	66	72	77	84	216	18
19	43	50	54	60	65	71	189	36	64	68	74	OS	37	224	19
20	. 44	52	56 -	62	67	74	196	57	66	70	ייך	83	30	2321	20
2.1	16	53	58	64	69	76	203	59	88	72	79	85	92	240	2.1
22	47	55	59	66	72	79	310	60	70	74	81	88	95	248	22
2.3	48	57	61	68	74	81	217	62	71	76	84	90	98	256	23
24	49	58	63 •	70	75	84	224	64	73	78	86	93	101	264	24
25	50	60	64	72	78	36	231	65	75	81	89	96	104	272	25
			٨	1, = 9							$N_1 = 10$	`			
N_1	100.	.00\$.010	.025	.05	.10	2W	.001	.005	.010	.025	.05	.10	217	N ₁
. 9	52	56	59	62	66	70	171								
10	53	58	61	65	69	73	180	65	71	74	78	82	87	210	10
11	55	61	63	68	72	76	189	67	73	77	81	86	91	220	- 11
12	57	63	66	71	75	80	198	69	76	79	84	89	94	230	12
13	59	65	68	73	78	83	207	72	79	82	88	92	98	240	13
14	60	67	71	76	81	86	216	74	81	85	91	96	102	250	14
15	62	69	73	79	84	90	225	76	84	88	94	99	106	260	15
16	64	72	76	82	87	93	234	- 78	86	91	97	103	109	270	16
17		74	78	84	90	97	243	80	89	93	100	106	113	280	17
18		76	81	87	93	100	252	82	92	96	103	110	117	290	
19		78	83	90	96	103	261	84	94	99	107	113	121	300	
20		81	85	93	99	107	270	87	97	102	110	117	125	310	20
21	١.	83	88	95	102	110	279	89	99	105	113	120	128	320	21
22		85	90	98	105	113	288	91	102	108	116	123	132	330	22
2.		88	93	101	108	117	297		105	110	119	127	136	34	23
2		90	95	104	111	120	306		107	113	122	130	140		
2		92	98	107	114	123			110	116	126	134	144		
	1							1							

تابع الملحق (١:٤)

$ \begin{array}{c c c c c c c c c c c c c c c c c c c $										$\begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$						
11 81 87 91 96 100 106 253 12 83 90 94 99 104 110 264 98 105 109 115 120 127 300 13 86 93 97 103 108 114 275 101 109 113 119 125 131 312 148 88 96 100 106 112 118 286 101 112 116 123 129 136 324 155 90 99 103 110 116 123 297 106 115 120 127 133 141 336 160 93 102 107 113 120 127 308 109 119 124 131 138 145 345 179 195 105 110 117 123 131 319 112 122 127 135 142 150 360 18 98 108 113 121 127 135 330 115 125 131 139 146 155 372 199 100 111 116 124 131 139 341 118 129 134 143 150 159 384 20 103 114 119 128 135 144 352 120 132 138 147 155 164 396 22 108 120 126 135 143 152 374 126 139 145 155 163 173 420 23 111 123 129 139 147 155 385 129 142 149 159 168 178 432 24 113 126 132 142 151 161 396 132 146 153 163 172 183 444 255 116 129 136 146 155 165 407 135 149 156 167 176 187 456 177 420 129 134 144 147 154 364 137 147 155 167 176 187 456 177 140 129 134 144 147 154 364 137 147 155 167 176 187 456 177 140				N ₁	= 11						N	× 12				
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	N_1	.001	.005	.010	.025	.05	,10	2W	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2 W	N_1
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	11	81	87		96		106	253								
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$								1								12
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	١,											119				13
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$																14
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$				103		116						127				15
18																16
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	1				117	123	131		112		127	135				17
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$				113		127			115	125	131	139				18
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$																19
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$						135		1	120	132	138	147	155			20
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$									123							21
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$									120							22
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$						147										23
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$																24 25
N_1 .001 .005 .010 .025 .05 .10 $1\overline{W}$.001 .005 .010 .025 .05 .10 $2\overline{W}$ 13 117 125 130 136 142 149 351 14 120 129 134 141 147 154 364 137 147 152 160 166 174 406 15 123 131 138 145 152 159 317 141 151 156 164 171 179 420 16 126 136 142 150 156 165 390 144 155 161 169 176 185 142 179 140 146 154 161 170 403 148 159 165 174 182 190 448 18 154 163 171 180 429 155 168 174 183 1		110	127			100	103		133	1-7				107	470	
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$				**1	- 10							1 - 1	•			
14 120 129 134 141 147 154 364 137 147 152 160 166 174 406 15 123 133 138 145 152 159 377 141 151 156 164 171 179 420 16 126 136 142 150 156 165 390 144 155 161 169 176 185 434 17 129 140 146 154 161 170 403 148 159 165 174 182 190 448 18 133 144 150 158 166 175 416 151 163 170 179 187 196 462 19 136 148 154 163 171 180 429 155 168 174 183 192 202 416 20 139 151 158 167 175 185 442 159 172 178 <td><i>N</i>₂</td> <td>.001</td> <td>.005</td> <td>.010</td> <td>.025</td> <td>.05</td> <td>.10</td> <td>ıW</td> <td>.001</td> <td>.005</td> <td>.010</td> <td>.025</td> <td>.05</td> <td>.10</td> <td>2W</td> <td>N₂</td>	<i>N</i> ₂	.001	.005	.010	.025	.05	.10	ıW	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	N ₂
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	13	117	125	130	136	142	149									
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	14	120		134	141	147	154	364	137	147	152	160	166	174	406	14
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	15				145		159		141		156		171		420	15
18 133 144 150 158 166 175 416 151 163 170 179 187 196 462 19 136 148 154 163 171 180 429 155 168 174 183 192 202 476 20 139 151 158 167 175 185 442 159 172 178 188 197 207 490 21 142 155 162 171 180 190 455 162 176 183 193 202 213 504 22 145 159 166 176 185 195 468 166 180 187 198 207 218 518 23 149 163 170 180 189 200 481 169 184 192 203 212 224 532 24 152 166 174 185 194 205 494 173 188 196 <td>16</td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> <td></td> <td>165</td> <td></td> <td>144</td> <td>155</td> <td>161</td> <td>169</td> <td>176</td> <td>185</td> <td>434</td> <td>16</td>	16						165		144	155	161	169	176	185	434	16
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	17			146			170	403			165			190	448	17
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	18						175		1				187	196	462	18
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	19								i							
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	20			158			185		1			188	197	207	490	20
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$											183	193		213	504	
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$			159							180			207			
$ \begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$															532	
$\begin{array}{c ccccccccccccccccccccccccccccccccccc$			166	174						188	196					
N_1 .001 .005 .010 .025 .05 .10 $2\overline{W}$.001 .005 .010 .025 .05 .10 $2\overline{W}$.10 .005 .010 .025 .05 .10 $2\overline{W}$.001 .105 .005 .100 .025 .05 .10 $2\overline{W}$.001 .105 .005 .010 .025 .05 .10 $2\overline{W}$.001 .105 .005 .010 .005 .005	25	133	170			199	211	507	177	192				235	560	25
15 160 171 176 184 192 200 465 10 163 175 181 190 197 206 480 184 196 202 211 219 229 528 17 167 180 186 195 203 212 495 188 201 207 217 225 235 544 18 171 184 190 200 208 218 510 192 206 212 222 231 242 560 19 175 189 195 205 214 224 525 196 210 218 228 237 248 576 20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 595 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-				N								$N_1 = 1$	6			
10 163 175 181 190 197 206 480 184 196 202 211 219 229 528 17 167 180 186 195 203 212 495 188 201 207 217 225 235 544 18 171 184 190 200 208 218 510 192 206 212 222 231 242 566 19 175 189 195 205 214 224 525 196 210 218 228 237 248 576 20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 593 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-	N ₃	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	.001	.005	.010	,025	.05	.10	217	N,
17 167 180 186 195 203 212 495 188 201 207 217 225 235 544 18 171 184 190 200 208 218 510 192 206 212 222 231 242 566 19 175 189 195 205 214 224 525 196 210 218 228 237 248 576 20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 595 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-																
18 171 184 190 200 208 218 510 192 206 212 222 231 242 566 19 175 189 195 205 214 224 525 196 210 218 228 237 248 576 20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 593 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-										196	202		219	229		
19 175 189 195 205 214 224 525 196 210 218 228 237 248 576 20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 593 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-																
20 179 193 200 210 220 230 540 201 215 223 234 243 255 595 21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-											212	222	231			
21 183 198 205 216 225 236 555 205 220 228 239 249 261 601 22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-								525		210	218	228	237			
22 187 202 210 221 231 242 570 209 225 233 245 255 267 62-									201		223					
201 201 201 201 201 201 201 201			198	205				555	205		228	239	249	261		
	23		202	210	226						233					
24 100 231 201 214 040			207													
25 100 251 251 257 000 216 255 244 256 267 280 651					231		254			235	244	256				
25 199 216 224 237 248 260 615 222 240 249 262 273 287 67		! "	410	224	237	248	260	613	222	240	249	262	273	287	67	2 25

تابع الملحق (١:٤)

			N ₁	= 17						N	1 = 18				-
N ₂	001	.005	.010	.025	.05	.10 '	217	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2 W	N ₁
17	210	223	230	240	249	259	595								
13	214	228	235	246	255	266	612	237	252	259	270	230	291	666	18
19	219	234	241	252	262	273	629	242	258	265	277	287	299	684	19
20	223	239	246	258	268	280	646	247	263	271	283	294	306	702	
21	228	244	252	264	274	287	663	252	269	277	290	301	313	720	
22	233	249	258	270	281	294	680	257	275	283	246	307	321	73%	
23	238	255	263	276	287	300	697	262	280	289	303	314	328	756	
24	24 <u>7</u> 247	260	269	282	294	307	714	267	286	295	309	321	335	774	
25	247	265	275	238	300	314	731	273	292	301	316	328	343	792	25
			N,	= 19						^	$V_1 = 20$)			
N ₂	100.	.005	.010	.025	.05	.10	2W	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	N:
19	267	283	291	303	313	325	741					•			
20	272	289	297	309	320	333	760	298	315	324	337	348	361	820	20
21	277	295	303	316	328	341	779	304	322	331	344	356	370	840	21
22	283	301	310	323	335	149	79X	309	328	337	351	364	378	360	
23	288	307	316	330	342	357	317	315	335	344	359	371	386	880	
24	294	313	323	337	350	364	336	321	341	351	366	379	394	900	
25	299	319	329	344	357	372	855	327	34%	358	373	387	4113	920	25
			N,	= 21							$N_1 = 2$	2			
N ₂	.001	.005	.010	.025	.05	.10	250	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	N,
21	331	349	359	373	385	399	903								
12	337	356	366	381	393	408	457	365	386	396	411	424	434	990	
23	343	363	373	388	401	417	945	372	393	41)3	419	733	418	1012	
24	349	370	381	396	410	425	966	379	400	411	427	441	457	1034	
25	356	377	388	404	413	434	987	385	408	419	435	450	467	1056	25
			N	1 = 23							$N_1 = 2$	4			
N_1	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2W	100.	.005	.010	.025	.05	.10	2W	N ₂
23	402	424	434	451	465	481	1081								
24	409	431	443	459	474	491	1104	440	464	475	492	507	525	1176	
2.5	416	439	451	468	483	500	1127	448	472	484	501	517	535	1200) 25
			N	1 = 25											
N_1	.001	.005	.010	.025	.05	.10	2 W								
25	480	505	517	536	552	570	1275								

الملحق (٢:٤) جدول توزيع مان و وتني .

tical Values of the Mann-Whitney U-Statistic. If $U_{\rm calc} \le U_{\rm table}$, reject H_0 . An asterisk (*) indicates that decision about H_0 can be made at the given level of significance. p = 0.05 p = 0.01

			r, Ny			:		<u> </u>		::							
4	0	1	2	3	4	4	5 2	6	7	8	9	10 5	11	11	12	13	13 8
	1	2	3	0 5	1 6	1 7	8	2	11	12	13	14) 15	6 17	6 18	19	20
5	:	0	٠ ا	í	2	3	4	5	6	7	7	8	9	10	11	12	13
6	2	3	5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27
•	0	1	2)	4	5	6	7	9	10	11	12	13	15	16	17	18
7	3	5 1	6	8 4	10 6	12 7	14	16 10	18	20 13	22 15	24	26 18	28 19	30 21	32 22	34 24
	4	6	8	10	13	15	17	19	22	24	26	16 29	31	34	36	38	41
8	1	2	4	6	7	9	11	13	15	17	18	20	22	24	26	28	30
9	4	7	10	12	15	17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48
7	1	3	5	7	9	11	13	16	18	20	22	24	27	29	31	33	36
10	5 2	8 4	11	14 9	17 11	20 13	23 16	26 18	29 21	33 24	36 26	39 29	42 31	45 43	48 37	52 39	55 42
	6	9	13	16	11	23	26	30	33	37	40	44	47	51	55	58	62
11	2	5	7	10	13	16	18	21	24	27	30	33	36	39	- 42	45	48
12	7	11	14	18	22	26	29	33	37	41	45	49	53	57	61	65	69
12	3	6	9	12	15	18	21	24	27	31	14	37	41	44	47	51	54
13	8	12 7	16 10	20 13	24 17	28 20	33 24	37 27	41 31	45 34	50 38	54 42	59 45	63 49	67 53	72 56	76 60
	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55	59	64	67	74	78	83
14	4	7	11	15	18	22	26	30	34	38	42	46	50	54	58	63	67
15	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64	70	75	80	85	90
.,	5	8	12	16	20	24	29	33	37	42	46	51	55	60	64	69	73
16	11	15 9	2 f 1 3	26 18	3 î 2 2	37 27	42 31	47 36	53 41	59 45	64 50	70 55	75 `60	81 65	. 86 70	92 74	98 79
	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	67	75	81	87	93	99	105
17	6	10	15	19	24	29	34	39	44	49	54	60	65	70	75	81	86
18	12	18	24	30	36	42	48	5.5	61	67	74	80	86	93	99	106	112
	6	11	16	21	26	31	37	42	47	53	58	64	70	75	31	87	42
19	13	19	25 17	32 22	38 28	45 33	52 39	5.8 45	65 51	72 56	78 63	85 69	92 74	99 31	106 87	113 93	119
	13	20	27	34	41	48	5.5	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
20	8	13	18	24	30	36	42	48	54	60	67	73	79	86	92	99	105

الملحق (٤: ٣) جدول توزيع ولكوكسون للعينات المترابطة أو المعتمدة

CRITICAL LOWER-TAIL VALUES OF T (AND THEIR ASSOCIATED PROBABILITIES) FOR WILCOXON'S MATCHED-PAIR; SIGNED-RANKS TEST

			No	minal x (Or	ne-Tailed)		
		05	.0	25	.0	1	.0	05
N	Т	a	T	1	T	ı	Τ	3
5	0	.0313 .0625				•		
6	2 3	.0469 .0781	0	.0156 .0313				
7	3 4	.0391 .0547	2	.0234 .0391	0 1	.0078 .0156		
8	5 6	.039L .0547	3 4	.0195 .0273	1 2	.0078 .0117	0 1	.0039 .0078
9	8 9	.0488 .0645	5 6	.0195 .0273	3 4	.0098 .0137	1 2	.0039 .0059
10	10	.0420 .0527	8 9	.0244	5 6	.0098 .0137	3	.0049 .0068
11	13	.0415 .0508	10 11	.0210 .0269	7 8	.0093 .01 <u>22</u>	5 6	.0049 .0068
12	. 17	.0461 .0549	13 14	.0212 .0261	9 10	.0081 .0105	7 8	.0046
13	21 22	.0471 .0549	17 18	.0239 .0287	12 13	.0085 .0107	9 10	.0040 .0052
14	25 26	.0453 .0520	21 22	.0247 .0290	15 16	.0083	12 13	.0043 .0054
15	30 31	.0473 .0535	25 26	.0240 .0277	19 20	.0090 8010.	15 16	.0042 .0051
16	35 36	.0467 .0523	29 30	.0222 .0253	23 24	.0091 .0107	19 20	.0046 .0055
17	41 42	.0492 .0544	34 35	.0224 .0253	27 28	.0101	23 24	.0047 .0055
18	47	.0494 .0542	40 41	.0241 .0269	32 33	.0091 .0104	27 28	.0045 .0057
19	53 54	.0478 .0521	46	.0247 .0273	37 38	.0090 .0102	32 33	.004 .005
20	60 61	.0487 .0527	52 53	.0242 .0266	43 44	.0096 .0107	37 38	.004°
21	67 68	.0479 .0516	58 59	.0230 .0251	49 50	.0097 .0108	42 43	.004 .005
				272				-

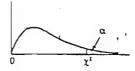
تابع. الملحق (٤: ٣)

			Nom	inal a (On	e-Tailed)		
	.0.	5	.02	5	.01	<u> </u>	.00)5
N	T	2	Т	3	T	<u>a</u>	T	1
22	75 76	.0492 .0527	65	.0231 .0250	55 56	.0095 .0104	48 49	.0046 .0052
23	83 84	.0490 .0523	73 74	.0242 .0261	62 63	.0098	54 55	.0046 .0051
24	91	.0475	81	.0245	69	.0097	61	.0048
	92	.0505	82	.0263	70	.0106	62	.0053
25	100	.0479	89	.0241	76	.0094	68	.0048
	101	.0507	90	.0258	77	.0101	69	.0053
26	110	.0497	. 98	.0247	84	.0095	75	.0047
	111	.0524	99	.0263	85	.0102	76	.0051
27	119	.0477	107	.0246	92	.0093	83	.0048
	120	.0502	108	.0260	93	.0100	84	.0052
28	130	.0496	116	.0239	101	.0096	91	.0048
	131	.0521	117	.0252	102	.0102	92	.0051
29	140	.0482	126	.0240	110	.0095	100	.0049
	141	.0504	127	.0253	111	.0101	101	.0053
30	151	.0481	137	.0249	120	.0098	109	.0050
	152	.0502	138	.0261	121	.0104	110	.0053
31	163	.0491	147	.0239	130	.0099	118	.0049
	164	.0512	148	.0251	131	.0105	119	.0052
32	175	.0492	159	.0249	140	.0097	128	.0050
	176	.0512	160	.0260	141	.0103	129	.0053
33	187	.0485	170	.0242	151	.0099	138	.0049
	188	.0503	171	.0253	152	.0104	139	.0052
34	200	.0488	182	.0242	162	.0098	148	.0048
	201	.0506	183	.0252	163	.0103	149	.0051
35	213	.0484 .0501	195 196	0247 .0257	173 174	.0096 .0100	159 160	.0048 .0051
36	227 228	.0489 .0505	208 209	.0248 .0258	185 186	.0096 .0100	171 172	.0050
37	241 242	.0487	221 222	0245 .0254	198 199	.0099	182 183	.0048

تابع الملحق (٤:٣)

			No	minal z (C	ne-Taile	-d)		
	. !	05	.0	25	•	01		005
N	T	2	T	a	Т	a	T	ı
38	256	.0493	235	.0247	211	.0099	194	······································
	257	.0509	236	.0256	212	.0104	195	.0048
19	271	.0492	249	.0246	224	.0099	207	.0049
ļ	272	.0507	250	.0254	225	.0103	208	.0049
40	286	.0486	264	.0249	238	.0100	220	
	287	.0500	265	.0257	239	.0104	221	.0049 .0051
41	302	.0488	279	.0248	252	.0100	233	
	303	.0501	280	0256	253	.0103	234	.0048
42	319	.0496	294	.0245	266	.0098	247	.0049
	320	.0509	295	.0252	267	.0102	248	.0051
43	336	.0498	310	.0245	281	.0098	261	.0048
	337	.0511	311	.0252	282	.0102	262	.0050
44	353	.0495	327	.0250	296	.0097	276	.0049
	354	.0507	328	.0257	297	.0101	277	.0051
45	371	.0498	343	.0244	312	.0098	291	.0049
ĺ	372	.0510	344	.0251	313	.0101	292	.0049
46	389	.0497	361	.0249	328	.0098	307	.0050
ĺ	390	.0508	362	.0256	329	.0101	308	.0050
47	407	.0490	378	.0245	345	.0099	322	.0048
	408	.0501	379	.0251	346	.0102	323	.0050
48	426	.0490	396	.0244	362	.0099	339	.0050
}	427 .	.0500	397	.0251	363	.0102	340	.0050
49	446	.0495	415	.0247	379	.0098	355	
	447	.0505	416	.0253	380	.0100	356	.0049 .0050
50	466	.0495	434	.0247	397	.0098	373	
	467	.0506	435	.0253	398	.0101	374	.0050

الملحق (٤:٤) جدول توزيع كاي٢.



df	.995	.990	.975	.950	.900	.750	.500	.250	.100	.050	.025	.010	.005
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.02	0.10	0.45	1.32	271	3.84	5.02	6.63	7.88
2	0.01	0.02	0.05	0.10	0.21	0.58	1.39	2.77	4.61	5.99	7.38	9.21	10.60
3	0 0 7	0.11	0.22	0.35	0.53	1.21	2.37	4.11	6.25	7.82	9.35	11.35	12.84
4	0.21	0.30	0.48	0.71	1.06	1.92	3.36	5.39	7.78	9.49	11.14	13.28	14.86
5	0.41	0.55	0.83	1.15	1.61	2.57	4.35	6.63	9.24	11.07	12.83	15.09	16.75
6	0.68	0.87	1.24	1.64	2.20	3.45	5.35	7.84	10.64	12.59	14.45	16.81	18.55
7	0.99	1.24	1.69	2.17	2.83	4.25	6.35	9.04	12.02	14.07	16.01	18.48	20.28
8	1.34	1.65	2.18	2.73	3.49	5.07	7.34	10.22	13.36	15.51	17.54	20.09	21.96
9	1.73	2.09	2,70	3.33	4.17	5.90	8.34	11.39	14.68	16.92	19.02	21.66	23.59
10	2.15	2.56	3.25	3.94	4.87	6.74	9.34	12.55	15.99	18.31	20.48	23.21	25.19
11	2.60	3.05	3.82	4.57	5.58	7.58	10.34	13.70	17.28	19.68	21.92	24.72	26.75
12	3.07	3.57	4.40	5.23	6.30	8.44	11.34	14.85	18.55	21.03	23.34	26.21	23.30
13	3.5á	4.11	5.01		7.04	9.30	12.34	15.98	19.81	22.36	24.74	27.69	29.82
14	4.07	4.66	5.63	6.57	7.79	10.17	13.34	17.12	21.06	23.69	26.12	29.14	31.31
15	4.60	5.23	6.26	7.26	8.55	11.04	14.34	18.25	22.31	25.00	27.49	30.58	32.80
16	5.14	5.81	6.91	7.96	9.31	11.91	15.34	19.37	23.54	26.30	28.85	32.00	34.27
17	5.70	6.41	7.56	8.67	10.09	12.79	16.34	20.49	24.77	27.59	30.19	33.41	35.72
1.8	6.26	7.01	8.23	9.39	10.86	13.68	17.34	21.60	25.99	28.87	31.53	4 34.81	37.15
19	6.84	7.63	8.91	10.12	11.65	14.56	18.34	22.72	27.20	30.14	32.85	36.19	38.58
20	7.43	8.26	9.59	10.85	12.44	15.45	19.34	23.83	28.41	31.41	34.17	37.56	40.00
21	8.03	8.90	10.28	11.59	13.24	16.34	20.34	24.93	29.62	32.67	35.48	38.93	41.40
22	8.64	9.54	10.98	12.34	14.04	17.24	21.34	26.04	30.81	33.93	36.78	40.29	42.80
23	9.26	10.19	11.69	13.09	14.85	18.14	22.34	27.14	32.01	35.17	38.08	41.64	44.18
24	9.88	10.86	12.40	13.85	15.66	19.04	23.34	28.24	33.20	36.42	39.37	42.98	45.36
25	10.52	11.52	13.12	14.61	16.47	19.94	24.34	29.34	34.38	37.65	40.65	44.32	46.93
26	11.16	12.20	13.84	15.38	17.29	20.84	25.34	30.43	35.56	38.89	41.92	45.64	48.29
27	11.80	12.88	14.57	16.15	11.81	21.75	26.34	31.53	36.74	40.11	43.20	46.96	49.64
28	12.46	13.56	15.31	16.93	18.94	22.66	27.34	32.62	37.92	41.34	44.46	48.28	50.99
29	13.12	14.26	16.05	17.71	19.77	23.57	28.34	33.71	39.09	42.56	45.72	49.59	5234
30	13.78	14.95	16.79	18.49	20.60	24.48	29.34	34.80	40.26	43.77	46.98	50.89	53.67
40	20.67	22.14	24.42	26.51	29.06	33.67	39.34	45.61	51.80	55.75	59.34	63.71	
50	27.96	29,68	32.35	34,76	37.69	42.95	49.34	56.33	63.16	67.50		76.17	79.57
60	35.50	37.46	40.47	43.19	46.46	52.30	59.34	66.98	74.39	79.08	83.30	88.40	91.98
70	43.25	45.42	48.75	\$1.74	55.33	61.70	69.34	77.57	85.52	90.53	95.03	100.44	104.24
50	\$1.14	53.52	57.15	60.39	64.28	71.15	79.34	88.13	96.57	101.88	106.63	112.34	116.33
90	59.17	61.74	65.64	69.13	73.29	80.63	89.33	98.65	107.56	113.14	118.14	124.13	128.3
100	67.30	70.05	74.22	77.93	82.36	90.14	99.33	109.14	118.49	124.34	129.56	135.82	140.19

الملحق (١:٦) القيم الحرجة لاختبار المقارنات المتعددة لبونفروني

α	==	.0)5

	Number of Comparisons												
df	2	_ 3	4	5	6	7	8	ò	10				
5	3.16	3.53	3.81	4.03	4.22	4.38	4.53	4.66	4.77				
6	2.97	3.29	3.52	3.71	3.86	4.00	4.12	4.22	4.32				
7	2.84	3.13	3.34	3.50	3.64	3.75	3.86	3.95	4.03				
8	2.75	3.02	3.21	3.36	3.48	3.58	3.68	3.76	3.83				
9	2.69	2.93	3.11	3.25	3.36	3.46	3.55	3.62	.3.69				
10	2.63	2.87	3.04	3.17	3.28	3.37	3.45	3.52	3.58				
11	2.59	2.82	2.98	3.11	3.21	3.29	3.37	3.44	3.50				
12	2.56	2.78	2.93	3.05	3.15	3.24	3.31	3.37	3.43				
13	2.53	2.75	2.90	3.01	3.11	3.19	3.26	3.32	3.37				
14	2.51	2.72	2.86	2.98	3.07	3.15	3.21	3.27	3.33				
15	2.49	2.69	2.84	2.95	3.04	3.11	3.18	3.23	3.29				
16	2.47	2.67	2.81	2.92	3.01	3.08	3.15	3.20	3.25				
17	2.46	2.65	2.79	2.90	2.98	3.06	3.12	3.17	3.22				
18	2.45	2.64	2.77	2.88	2.96	3.03	3.09	3.15	3.20				
19	2.43	2.63	2.76	2.86	2.94	3.01	3.07	3.13	3.17				
20	2.42	2.61	2.74	2.85	2.93	3.00	3.06	3.11	3.15				
21	2.41	2.60	2.73	2.83	2.91	2.98	3.04	3.09	3.14				
22	2.41	2.59	2.72	2.82	2.90	2.97	3.02	3.07	3.12				
23	2.40	2.58	2.71	2.81	2.89	2.95	3.01	3.06	3.10				
24	2.39	2.57	2.70	2.80	2.88	2.94	3.00	3.05	3.09				
25	2.38	2.57	2.69	2.79	2.86	2.93	2.99	3.03	3.08				
30	2.36	2.54	2.66	2.75	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03				
40	2.33	2.50	2.62	2.70	2.78	2.84	2.89	2.93	2.97				
50	2.31	2.48	2.59	2.68	2.75	2.81	2.85	2.90	2.94				
75	2.29	2.45	2.56	2.64	2.71	2.77	2.81	2.86	2.89				
100	2.28	2.43	2.54	2.63	2.69	2.75	2.79	2.83	2.87				
	2.24	2.39	2.50	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77	2.81				

تابع الملحق (١:٦)

			Νι	ımber o	f Comp	arisons	;		
df	15	20	25	30	35	40	45	50	55
5	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87	7.01
6	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96	6.07
7	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41	5.50
8	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04	5.12
9	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78	4.85
10	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59	4.65
11	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44	4.49
12	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32	4.37
13	3.58	3.73	3.85	. 3.95	4.03	4.10	4.16	4.22	4.27
14	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14	4.19
15	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07	4.12
16	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01	4.06
17	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97	4.01
18	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92	3.96
19	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88	3.93
20	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85	3.89
21	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82	3.86
22	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79	3.83
23	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77	3.81
24	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75	3.78
25	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73	3.76
30	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65	3.68
40	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55	3.58
50	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50	3.53
75	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43	3.45
100	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39	3.42
0	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29	3.32

تابع الملحق (١:٦)

 $\alpha =$

		Number of Comparisons												
df	2	3	4	5	6	7	8	9	10					
5	4.77	5.25	5.60	5.89	6.14	6.35	6.54	6.71	6.87					
6	4.32	4.70	4.98	5.21	5.40	5.56	5.71	5.84	5.96					
7	4.03	4.36	4.59	4.79	4.94	5.08	5.20	5.31	5.41					
8	3.83	4.12	4.33	4.50	4.64	4.76	4.86	4.96	5.04					
9	3.69	3.95	4.15	4.30	4.42	4.53	4.62	4.71	4.78					
10	3.58	3.83	4.00	4.14	4.26	4.36	4.44	4.52	4.59					
11	3.50	3.73	3.89	4.02	4.13	4.22	4.30	4.37	4.44					
12	3.43	3.65	3.81	3.93	4.03	4.12	4.19	4.26	4.32					
13	3.37	3.58	3.73	3.85	3.95	4.03	4.10	4.16	4.22					
14	3.33	3.53	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09	4.14					
15	3.29	3.48	3.62	3.73	3.82	3.90	3.96	4.02	4.07					
16	3.25	3.44	3.58	3.69	3.77	3.85	3.91	3.96	4.01					
17	3.22	3.41	3.54	3.65	3.73	3.80	3.86	3.92	3.97					
18	3.20	3.38	3.51	3.61	3.69	3.76	3.82	3.87	3.92					
19	3.17	3.35	3.48	3.58	3.66	3.73	3.79	3.84	3.88					
20	3.15	3.33	3.46	3.55	3.63	3.70	3.75	3.80	3.85					
21	3.14	3.31	3.43	3.53	3.60	3.67	3.73	3.78	3.82					
22	3.12	3.29	3.41	3.50	3.58	3.64	3.70	3.75	3.79					
23	3.10	3.27	3.39	3.48	3.56	3.62	3.68	3.72	3.77					
24	3.09	3.26	3.38	3.47	3.54	3.60	3.66	3.70	3.75					
2.5	3.08	3.24	3.36	3.45	3.52	3.58	3.64	3.68	3.73					
30	3.03	3.19	3.30	3.39	3.45	3.51	3.56	3.61	3.65					
40	2.97	3.12	3.23	3.31	3.37	3.43	3.47	3.51	3.55					
50	2.94	3.08	3.18	3.26	3.32	3.38	3.42	3.46	3.50					
75	2.89	3.03	3.13	3.20	3.26	3.31	3.35	3.39	3.43					
100	2.87	3.01	3.10	3.17	3.23	3.28	3.32	3.36	3.39					
∞	2.81	2.94	3.02	3.09	3.14	3.19	3.23	3.26	3.29					

تابع الملحق (١:٦)

			Nu	ımber o	er of Comparisons											
df	15	20	25	30	35	40	45	50	55							
5	7.50	7.98	8.36	8.69	8.98	9.24	9.47	9.68	9.87							
ó	6.43	6.79	7.07	7.31	7.52	7.71	7.87	8.02	8.16							
7	5.80	6.08	6.31	6.50	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17							
8	5.37	5.62	5.81	5.97	6.11	6.23	6.34	6.44	6.53							
9	5.08	5.29	5.46	5.60	5.72	5.83	5.92	6.01	6.09							
10	4.85	5.05	5.20	5.33	5.44	5.53	5.62	5.69	5.76							
11	4.68	4.86	5.00	5.12	5.22	5.31	5.38	5.45	5.52							
12	4.55	4.72	4.85	4.96	5.05	5.13	5.20	5.26	5.32							
13	4.44	4.60	4.72	4.82	4.91	4.98	5.05	5.11	5.17							
14	4.35	4.50	4.62	4.71	4.79	4.87	4.93	4.99	5.04							
15	4.27	4.42	4.53	4.62	4.70	4.77	4.83	4.88	4.93							
16	4.21	4.35	4.45	4.54	4.62	4.68	4.74	4.79	4.84							
17	4.15	4.29	4.39	4.47	4.55	4.61	4.66	4.71	4.76							
18	4.10	4.23	4.33	4.42	4.49	4.55	4.60	4.65	4.69							
19	4.06	4.19	4.28	4.36	4.43	4.49	4.54	4.59	4.63							
20	4.02	4.15	4.24	4.32	4.39	4.44	4.49	4.54	4.58							
21	3.99	4.11	4.20	4.28	4.34	4.40	4.45	4.49	4.53							
22	3.96	4.08	4.17	4.24	4.31	4.36	4.41	4.45	4.49							
23	3.93	4.05	4.14	4.21	4.27	4.33	4.37	4.42	4.45							
24	3.91	4.02	4.11	4.18	4.24	4.29	4.34	4.38	4.42							
25	3.88	4.00	4.08	4.15	4.21	4.27	4.31	4.35	4.39							
30	3.80	3.90	3.98	4.05	4.11	4.15	4.20	4.23	4.27							
40	3.69	3.79	3.86	3.92	3.98	4.02	4.06	4.09	4.13							
50	3.63	3.72	3.79	3.85	3.90	3.94	3.98	4.01	4.04							
75	3.55	3.64	3.71	3.76	3.81	3.85	3.88	3.91	3.94							
100	3.51	3.60	3.66	3.72	3.76	3.80	3.83	3.86	3.89							
∞	3.40	3.48	3.54	3.59	3.63	3.66	3.69	3.72	3.74							

الملحق (٢:٦) جدول توزيع مدى احصاءة (ت)

CRITICAL VALUES OF THE STUDENTIZED RANGE STATISTIC (4)

a == 05

					r = N	r = Number of Steps Detweon Ordered Means												
[trot d]	2	j	4	5	ь	7	8	9	10	11	12	13	14	15				
1	17 97	26.98	32 82	37 C8	40 41	43.12	45 40	47 36	49.07	50 59	51.96	53 20	54.33	55.16				
2	6.08	8 33	9 30	10 88	11.74	12.44	13.03	13 54	13.99	14 39	14.75	15 03	. 15 38	15.65				
١	4.50	5.91	6 82	7.50	8 04	8.48	8.85	913	9.46	9 72	9 95	10.15	10 35	10 53				
4	3 93	5 04	5.76	6 2 9	6.71	7 05	7 35	7.60	7,33	8 03	8 21	8 37	8 52	8 66				
5	3 64	4 60	5.22	5 67	6.03	6 3 3	6 58	6 80	7 00	7.17	7 32	7.47	7.60	7.72				
6	3 46	4.34	4 90	5.31	5 63	5.90	6.12	6.32	6 49	6.65	6.79	6 92	7 0 1	7.14				
7	3.34	4 16	468	5.06	5 36	5 61	5.82	6 00	616	6.30	6.43	6.55	6.66	6.76				
a	3 26	4 04	4.53	4 89	517	5 40	5.60	5.77	5 92	6 0 5	618	6 29	6.39	6.48				
9	3 20	3 95	4.42	4 76	5 02	5.14	5.43	5 60	5.74	5 87	5.98	6 0 9	619	6.28				
10	3.15	3 88	4 33	4 65	4.91	5.12	5 30	5.46	5.60	5.72	5 83	5 94	6 0 3	6.11				
1.1	311	3 82	4 26	4.57	4 82	5 03	5 20	5.35	5.49	5 60	5.71	5.31	5.90	5.98				
12	3 08	3.77	4 20	4.51	4.75	4.95	5 1 2	5 26	5.40	5.51	5 62	5 71	5.79	5.88				
1)	3.06	3,74	4.15	4.45	4 69	4.88	5 05	5.17	5.32	5.43	5.53	5.63	5.71	5.79				
14	3 03	3.70	4.11	4 41	4 64	4 83	4.99	5.13	5.25	5.36	5.46	5 55	5 64	5.71				
15	3.01	3 67	4 08	4.37	4 60	4.78	4.94	5.08	5 20	5 31	5.40	5 49	5 57	5 63				
16	1.00	3 65	4 05	4.33	4 56	4.74	4.90	5 03	5.15	5 76	5.35	5.44	5 52	5.59				
17	2.98	3 63	4 02	4 30	4.52	4.70	4 86	4.99	5.11	5.21	5 31	5.39~	5 47	5.54				
1.5	2.97	3 61	4.00	4 28	4.50	4 67	4 82	4.96	5 07	5.17	5.27	5.35	5 43	5.50				
19	2.96	3 59	3.98	4 25	4.47	4 64	4 79	4 92	5.04	5.14	5.23	5.32	5 39	5.45				
20	2.95	3.58	3.96	4 23	4.44	4 62	4,77	4 90	501	511	5 20	5 28	5 16	5.43				
24	2.92	3.53	3.90	4.17	4.37	4.54	4 6 2	4 81	4.92	501	5 10	5.18	5 25	5.37				
30	2.89	3.49	3 84	4.10	4.30	4.46	4 60	4 72	4 82	4.92	5 00	5.08"	5 1 5	5.21				
40	2.86	3.44	3.79	4 04	4 23	4.19	4 52	4 64	4.74	4.82	4 90	4.98	5 0-4	5.11				
60	2.83	3.40	3.74	3 98	4.16	4 31	4 44	4 55	4 65	473	. 4 81	4 88	4 94	5.00				
120	2.80	3.36	3 69	3.92	4 10	4 24	4 36	4 47	4 56	4 64	4.71	4.78	4 84	4 90				
90	2,77	3.31	3.63	3.86	4 03	4.17	4.29	4 3 2	4.47	4 55	4 62	4 68_	4 74	4.80				

تابع الملحق (٢:٦)

				r = Number of Steps Between Ordered Means												
Error df	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15		
1	90.03	135.0	164.3	185.6	202.2	215.8	227.2	237.0	245.6	253.2	260 0	266.2	271.8	277.0		
2	14.04	19.02	22.29	24.72	26.63	28,20	29.53	30.68	31.69	32.59	33.40	34 (3	34.81	35.43		
3	8.26	10.62	12.17	13,33	14,24	15.00	15.64	16.20	16.69	17.13	17.53	17.89	18.22	18.52		
-4	6.51	8.12	9.17	9.96	10.58	11.10	11.55	11.93	12.27	12.57	12.84	13.09	13.32	13.53		
5	5.70	6.98	7.80	8.42	8.91	9.32	9.67	9.97	10.24	10.48	10.70	10.89	11.08	11.24		
6	5.24	6.33	7.03	7.56	7.97	8.32	8.62	8,87	9.10	9.30	9.48	9 65	9.81	9.95		
7	4 95	5.92	6.54	7.00	7.37	7.68	7.94	8.17	8.37	8.55	8.71	8.86	9.00	9.12		
. 5	4.75	5.64	6.20	6.62	6.96	7.24	7.47	7.68	7.86	8.03	8.18	8.31	8.44	8.53		
9	- 4.60	5.43	5.96	6.35	6.66	6.92	7.13	7.32	7.50	7.65	7.78	7.91	8.02	8.13		
10	4.48	5.27	5.77	6.14	6.43	6.67	6.88	7.06	7.21	7.36	7.48	7,60	7.71	7.81		
11	4.39	5.15	5.62	5.97	6.25	6.48	6.67	6.84	6.99	7.13	7.25	7.36	7.46	7.56		
12	4.32	5.05	5.50	5.84	6.10	6.32	6.51	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17	7.26	7.36		
13 -	4 26	4.96	5.40	5.73	5.98	6.19	6.37	6.53	6.67	6.79	6.90	7.01	7,10	7.19		
14	4.21	4.90	5.32	5.63	5.88	6.08	6.26	6.41	6.54	6.66	6.77	6.87	6.96	7.05		
15	4.17	4.84	5.25	5.56	5.80	5.99	6.15	6.31	6.44	6.56	6.66	6.76	6.84	6.93		
16	4.13	4.79	5.19	5.49	5.72	5.92	6.08	6.22	6.35	6.46	6.56	6.66	6.74	6.82		
17	4.10	4 74	5.14	5.43	5.66	5.85	6.01	6.15	6.27	6.38	6.48	6.57	6.66	6.73		
18	. 497	4.70	5.09	5.38	5.60	5.79	5.94.	6.08	6.20	6.31	6.41	6.50	6.58	6.66		
19	4.05	4.67	5.05	5.33	5.55	5.74	5.89	6.02	6.14	6.25	6,34	6.43	6.51	6.58		
20	4.02	4.64	5.02	5.29	5.51	5.69	5.84	5.97	6.09	6.19	6.28	6.37	6.45	6.57		
24	3.96	4 55	4.91	5.17	5.37	5.54	5.69	5.81	5.92	6.02	6.11	6.19				
30	3.89	4 46	4.80	5.05	5.24	5.40	5.54	5.65	5.76	5.85	5.23	6.01	6.08	6.14		
40	3.82	4.37	4.70	4,93	5.11	5.26	5.39	5.50	5.60	5.69	5.76	5.84	5.90	5.90		
60	3.76	4 28	4.60	4.82	4.99	5.13	5.25	5.36	5.45	5.53	-5.60	5 67	5.73	5.78		
120	3.70	4 20	4.50	4 71	4.87	5.0	5.12	5.21	5.30	5.38	5.44	5.51	5.56	5 61		
00	3 64	4.12	4 40	4.60	4.76	4.88	4.99	5.08	5.16	5.23	5.29	5.35	5.40	5.45		

الملحق (٣:٦) جدول توزيع دونت.

Dunnett's Test: Distribution of I Statistic in Comparing Several Treatment Means with One Control.

df for			k - NU	MBER C	F MEAN	IS (INC	LUDING	CONI	ROL)	
23	$1-\alpha$	2	3	4	5	6	7	88	9	10
5	.95	2 02	2.44	2.68	2.85	2.98	3.08	3.16	3 24	3.03
	.975	2.57	3.03	3 29	3.48	3 62	3 73	3.82	3.90	3.97
	.99	3 36	3.90	4.21	4.43	1.60	4.73	1.85	1.94	5.03
	995	4.03	4.63	4.98	5 22	5.41	5.56	5.69	5.80	5.89
6	.95	1.94	2.34	2.56	2.71	2.83	2.92	3.00	3.07	3.12
	.975	2.45	2.86	3.10	3.26	3.39	3.49	3.57	3.64	3.71
	.99	3.14	3.61	3.88	4.07	4.21	4.33	4.43	4.51	4.59
	.995	3.71	4.21	4.51	4.71	4.87	5.00	5.10	5.20	5.28
7	95	1.89	2.27	2.48	2.62	2.73	2.82	2.89	2.95	3.01
	.975	2.36	2.75	2.97	3.12	3.24	3.33	3.41	3.47	3.53
	.99	3.00	3.42	3.66	3.83	3.96	4.07	4.15	4.23	4.30
	.995	3.50	3.95	4.21	4.39	4.53 .	4.64	4.74	4.82	4.89
8	95	1.86	2.22	2.42	2.55	2.66	2.74	2.81	2.87	2.92
	.975	2.31	2.67	2.88	3.02	3.13	3.22	3.29	3.35	3 4 1
	.99	2.90	3.29	3.51	3.67	3.79	3.88	3.96	4.03	4.09
	.995	3.36	3.77	4.00	4.17	4.29	1.40	4.48	4.56	4.62
9	.95	1.83	2.18	2.37	2.50	2.60	2.68	2.75	2.81	2 86
	.975	2.26	2.61	2.81	2.95	3.05	3.14	3.20	3.26	3 32
	.99	2.28	3.19	3.40	3.55	3.66	3.75	3.82	3.89	3.94
	995	3.25	3.63	3.85	4.01	1.12	4.22	4.30	4.37	4.43
10	.95	1.81	2.15	2.34	2.47	2.56	2.64	2.70	2.76	2.81
	.975	2.23	2.57	2.76	2.89	2.99	3.07	3.14	3.19	3.24
	.99	2.76	3.11	3.31	3.45	3.56	3.64	3.71	3.78	3.83
	.995	3.17	3.53	3.74	3.88	3.99	4.08	4.16	4.22	4.28
11	95	1.80	2.13	2.31	2.44	2.53	2.60	2.67	2.72	2.77
	.975	2.20	2.53	2.72	2.84	2.94	3.02	3.08	3.14	3.19
	.99	2.72	3.06	3.25	3 38	3.48	3.56	3.63	3.69	3.74
	.995	3.11	3.45	3.65	3.79	3.89	3.98	4.05	4 11	4.16
12	.95	1.78	2.11	2.29	2.41	2.50	2.58	2.64	2.69	2.74
	.975	2.18	2.50	2.68	2.81	2.90	2,98	3.04	3.09	3.14
	.99	2.68	3.01	3.19	3.32	3.42	3.50	3.56	3.62	3.67
. ,	.995	3.05	3.39	3.58	3.71	3.81	3.89	3.96	4.02	4.07
13	95	1.77	2.09	2.27	2.39	2.48	2.55	2.61	2.66	2.71
	.975	2.16	2.18	2.65	2.78	2.87	2.91	3.00	3.06	3.10
	.99	2.65	2.97	3.15	3.27	3.37	3.44	3.51	3.56	3.61
	.995	3.01	3.33	3.52	3.65	3.74	3.82	3.89	3.94	3.99
14	.95	1.76		2.25	2.37	2.46	2.53	2.59	2.64	2 69
•	.975	2.14	2.46	2.63		2.84	2.91	2.97	3.02	3 0 7
	.99	2.62	2.94	3.11	3.23	3.32	3.10	3.46	3.51	3.56
	.995	2.98	3.29	3.47	3.59	3.69	3.76	3.83	3.88	3.93

تابع الملحق (٣:٦)

dffor			k-N	UMBER	OF MEA	NS (IN	CLUDIN	G CON	TROL	
21	1-α	2	_ 3	4	5	6	7	- 8	9	10
16	95	1.75	2.06	2.23	2.34	2.43	2.50	2.56	2.61	2.65
	.975	2.12	2.42	2.59	2.71	2.80	2.87	2.92	2.97	3.02
	99	2.58	2.88	3.05	3.17	3.26	3.33	3.39	3.44	3.48
	.995	2.92	3.22	3.39	3.51	3.60	3.67	3.73	3.78	3.83
18	.95	1.73	2.04	2.21	2.32	2.41	2.48	2.53	2.58	2.62
	.975	2.10	2.40	2.56	2.68	2.76	2.83	2.89	2.94	2.98
	.99	2.55	2.84	3.01	3.12	3.21	3.27	3.33	3.38	3.42
	995	2.88	3.17	3.33	3 44	3.53	3.60	3.66	3,71	3.75
20	.95	1.72	2.03	2.19	2.30	2.39	2.46	2.51	2.56	2.60
	.975	2.09	2.38	2.54	2.65	2.73	2.80	2.86	2.90	2.95
	.99	2.53	2.81	2.97	3.08	3.17	3.23	3.29	3.34	3.38
	.995 ·	2.85	3.13	3.29	3.40	3.48	3.55	3.60	3.65	3.69
24	.95	1.71	2.01	2.17	2.28	2.36	2.43	2.48	2.53	
	.975	2.06	2.35	2.51	2.61	2.70	2.76	2.81	2.86	2.57 2.90
	.99	2.49	2.77	2.92	3.03	3.11	3.17	3.22	3.27	3.31
	.995	2.80	3.07	3.22	3.32	3.40	3.47	3.52	3.57	3.61
30	.95	1.70	1.99	2.15	2.25	2.33	2.40	2.45		
	.975	2.04	2.32	2.47	2.58	2.66	2.72	2.77	2.50 2.82	2.54
	.99	2.46	2.72	2.87	2.97	3.05	3.11	3.16		2.86
	.995	2.75	3.01	3.15	3.25	3.33	3.39	3.44	3.21 3.49	3.24
40	.95	1.68	1.97	2.13	2.23	2.31	2.37			3.52
	.975	2.02	2.29	2.44	2.54	2.62	2.68	2.42	2.47	2.51
	.99	2.42	2.68	2.82	2.92	2.99	3.05	2.73	2.77	2.81
	.995	2.70	2.95	3.09	3.19	3.26	3.32	3.10	3.14	3.18
60	.95	1.67	1.95	2.10	2.21			3.37	3.41	3.44
	.975	2.00	2.27	2.41	2.51	2.28	2.35	2.39	2.44	2.48
	.99	2.39	2.64	2.78	2.87	2.58	2.64	2.69	2.73	2.77
	.995	2.66	2.90	3.03	3.12	2.94	3.00	3.04	3.08	3.12
120	.95	1.66	1.93			3.19	3.25	3.29	3.33	3.37
	.975	1.98	2.24	2.08	2.18	2.26	2.32	2.37	2.41	
	.99	2.36	2.60	2.38	2.17		2.60	2.65	2.69	2.73
	.995	2.62	2.85	2.73 2.97	2.82	2.89	2.94	2.99	3.03	3.06
œ	.95	1.64			3.06	3.12	3.18	3.22	3.26	3.29
	.975		1.92	2.06	2.16	2.23	2.29	2.34	2.38	2.42
	.975	1.96	2.21	2.35	2.44	2.51	2.57	2.61	2.65	2.69
	1	2.33	2.56	2.68	2.77	2.84	2.89	2.93	2.97	3.00
	.995	2.58	2.79	2.92	3.00	3.06	3.11	3.15	3.19	3.22

الملحق (٢: ٤) المعاملات أو الأوزان للمقارنات المستقلة متعدده الجوالب

No. of Choups	Polynomial	j+ 1	1	J		\$	•	1		•	10
1	linear Quadralic	-1 1/1	0 - 1	1/1							
1	tinear Quadratie Cubie	-1 -1/3	-1/3 -1	1/5 -1 -1	1/3						
5	Linear Quadralic Cubic Quartic	-1 1 -1/1 1/6	-1/1 -1/1 1 -4/6	-1 0 1	1/1 -1/1 -1 -4/6	1 1 1/1 1/4					
6	tinear Quadratic Cubic Quartic	-1 1 -5/7 1/3	- 5/5 -1/5 -1	-1/5 -4/5 -4/7 -1/3	1/5 -4/5 -4/7 1/3	3/5 -1/5 -1	1 1 5/7 1/3				
7	linear Quadratic Cubic Quartic	-1 -1 -1 3/7	-1/3 0 1 -1	-1/3 -3/5 1 1/7	-4/5 0 6/7	1/3 -3/5 -1 1/1	1/3 0 -1 -1	3/7			
1	linear Quadratic Cubic Quartic	-1 -1 1/13	-5/1 1/1 5/1 -1	-3/7 -3/7 1 -3/13	-1/7 -5/7 5/7 1/13	1/7 -5/7 -3/7 1/13	3/1 -3/1 -1 -3/13	5/7 1/7 -5/7 -1	1 1 1 1/13		•
9	Unear Quadratle Cuble Quartic	-) - 14/11	-3/4 7/14 7/14 -1	-1/4 -4/16 13/14 -11/11	-1/4 -17/18 -17/14 -1/11	-10/18 0 18/1)	1/4 -17/18 -1/14 1/11	1/4 -1/11 -13/14 -11/11	3/4 7/18 -7/14 -1	14/11	
10	linear Quadratic Cubic Quartic	-1 -1 -1 11/11	-7/1 1/6 14/41 -1	-5/1 -1/6 35/42 -17/11	-3/1 -3/4 31/41 3/11	-1/9 -4/6 11/41 18/11	1/9 -4/6 -11/41 14/11	3/9 -3/4 -31/41 3/11	5/1 -1/4 -35/41 -11/11	1/1 1/6 -14/41 -1	11/11

Educational Statistics

الحصاء التربوي

لطبيقات باسلخداه الرزه الاحصائية للعلوم الاجلماعية





www.massira.jo

